

**POLÍTICA MONETARIA, CRECIMIENTO ECONOMICO E INFLACION: LOS
RESULTADOS DE UN MODELO DE VECTORES AUTORREGRESIVOS**

CHARLES ANGELO RICO DELGADO

Trabajo de Grado para optar al título de
Economista

Director
GUSTAVO GONZALEZ PALOMINO
Economista

UNIVERSIDAD AUTONOMA DE OCCIDENTE
FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS Y EMPRESARIALES
PROGRAMA DE ECONOMIA
SANTIAGO DE CALI
2004

Nota de aceptación:

Trabajo aprobado por el comité de grado en cumplimiento de los requisitos exigidos por la Universidad Autónoma de Occidente para optar al título de Economista.

GUSTAVO GONZALEZ PALOMINO

DUBAN F. PEÑA BENITEZ

GUILLERMO APONTE

Santiago de Cali, 15 de marzo de 2004

Dedico este trabajo de grado a mi señora madre, que con mucho esfuerzo y sacrificio ha hecho realidad este como tantos otros sueños. Doy gracias a Dios por su existencia.

A Monica Sánchez, por acompañarme en los mejores y en los más duros momentos de mi carrera; para ella solo palabras de gratitud y afecto.

A todos mis compañeros, especialmente de primeros semestres, que por una u otra razón no están en la Universidad, por estar presentes en varios de los mejores momentos vividos en la Universidad.

Del mismo modo, lo dedico a tantos profesores, en especial a Victor Hugo, Arley Barandica, Daniel Zamorano, Max Nieto, Jorge Enrique Bueno y Luis Freddyur Tovar, que con entusiasmo y dedicación han enseñado lo valioso de compartir el conocimiento; a todos ellos muchas gracias.

AGRADECIMIENTOS

El autor expresa sus más sinceros agradecimientos a : GUSTAVO GONZALEZ, Economista y Director de la Tesis, por su valiosa orientación y aporte conceptual a lo largo del desarrollo de todo el proyecto, y por introducirme al interesante mundo del análisis a través de series de tiempo.

A INFIVALLE y a aquellas personas que como jefes y compañeros de trabajo me brindaron su respaldo en todo el trayecto de mi carrera.

CONTENIDO

	pág.
RESUMEN	1
INTRODUCCIÓN	2
1. PRINCIPALES HECHOS ESTILIZADOS DE LA ECONOMIA COLOMBIANA DE LA DECADA DE LOS NOVENTA	6
2. INTERDEPENDENCIA DINÁMICA ENTRE EL PIB, LA OFERTA MONETARIA, LA TASA DE INTERES Y LA INFLACIÓN	17
2.1. MARCO ANALITICO	17
2.2. CRECIMIENTO ECONOMICO	21
2.3. POLÍTICA MONETARIA	28
2.4. INFLACIÓN	35
3. CARACTERIZACION DE LA ESTRUCTURA INTERTEMPORAL DE LAS SERIES DEL PIB, LA TASA DE INTERES, LA OFERTA MONETARIA (M1) y LA INFLACION A PARTIR DEL METODO DE VECTORES AUTORREGRESIVOS (VAR)	43
3.1. CONSIDERACIONES METODOLOGICAS	46

3.2. Marco econométrico	46
3.2.1. Econometría de series de tiempo	51
3.2.2. Caracterización de la tendencia	55
3.2.3. Pruebas de raíces unitarias	61
3.2.4. Pruebas de Cointegración	68
3.2.5. Pruebas de causalidad	76
3.2.6. Modelo de Vectores Autorregresivos (VAR)	81
4. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS	92
4.1. ANALISIS DE DATOS	92
4.2. ESTIMACIÓN	95
4.2.1. Pruebas de raíz unitaria	95
4.2.2. Contrastación de vectores de cointegración	101
4.2.3. Causalidad en el sentido de Granger	109
4.2.4. Sistema de Vectores Autorregresivos (VAR)	114
4.2.4.1. Análisis de impulso respuesta en el sistema	122
4.2.4.2. Descomposición de varianza	129

5. EVALUACIÓN GLOBAL DE LOS RESULTADOS ECONOMETRICOS	135
6. CONCLUSIONES	143
7. RECOMENDACIONES	149
BIBLIOGRAFIA	153
ALFABETO GRIEGO	157
ANEXOS	158

LISTA DE TABLAS

	pág.
Tabla 1 Descomposición de varianza del error de pronóstico del producto	137
Tabla 2 Descomposición de varianza del error de pronóstico de la oferta monetaria	138
Tabla 3 Descomposición de varianza del error de pronóstico de la tasa de inflación	138
Tabla 4 Descomposición de varianza del error de pronóstico de la tasa de interés	140

LISTA DE FIGURAS

	pág.
Figura 1 GAP del producto	14
Figura 2 Producción potencial y producción efectiva	20
Figura 3 Curva de oferta agregada clásica	25
Figura 4 Curva de oferta agregada Keynesiana	26
Figura 5 Efectos de un shock de producto (e_1)	130
Figura 6 Efectos de un shock monetario (e_2)	131
Figura 7 Efectos de un shock de tasa de inflación (e_3)	132
Figura 8 Efectos de un shock de tasa de interés (e_4)	134
Figura 9 Análisis de impulso respuesta en el sistema VAR	135

LISTA DE CUADROS

	pág.
Cuadro 1 Bancos comerciales : crecimiento del crédito y los depósitos	12
Cuadro 2 Fuentes del crecimiento del crédito al sector privado	13
Cuadro 3 El crecimiento económico Colombiano	27
Cuadro 4 La contabilidad del crecimiento	27
Cuadro 5 Estadístico de cointegración de Johansen	82
Cuadro 6 Prueba de raíz unitaria	103
Cuadro 7 Prueba de raíz unitaria	104
Cuadro 8 Prueba de raíz unitaria	105
Cuadro 9 Prueba de raíz unitaria	106
Cuadro 10 Resumen prueba de raíz unitaria	107
Cuadro 11 Estadísticos de información	110
Cuadro 12 Estadístico de cointegración de Johansen	111
Cuadro 13 Vector de corrección de errores	113
Cuadro 14 Test de causalidad de Granger	118
Cuadro 15 Criterios de información	124
Cuadro 16 Estimación VAR	126

LISTA DE GRAFICOS

	pág.
Grafico 1 Flujos de capital extranjero	9
Grafico 2 Tasa de crecimiento real del crédito	10

LISTA DE ANEXOS

	pág.
Anexo 1 Series en primeras diferencias	166
Anexo 2 Residuales	167
Anexo 3 Correlación y covarianza de los errores	168
Anexo 4 Análisis de impulso respuesta en el sistema	169
Anexo 5 Gráficos de descomposición de varianza VAR	171
Anexo 6 Funciones de respuesta al impulso de las estimaciones VEC	174
Anexo 7 Tablas funciones de respuesta al impulso de las estimaciones VEC	175
Anexo 8 Tablas funciones de descomposición de varianza de las estimaciones VEC	176
Anexo 9 Gráficos descomposición de varianza VEC	177
Anexo 10 Gráficos de las series en niveles	178
Anexo 11 Series de tiempo utilizadas	179

RESUMEN

El presente análisis, describe el diseño y presenta la estimación y los principales resultados de un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) irrestricto de 4 variables: producto real, oferta monetaria, tasa de inflación y tasa de interés real activa. El objetivo de este sistema es la descripción de la economía Colombiana a través de series de frecuencia anual del periodo 1924 – 2000. El modelo requirió la realización de pruebas de raíz unitaria de Dickey – Fuller aumentada, la utilización complementaria del test de cointegración propuesto por Johansen y la estimación de un VEC, de pruebas de causalidad en el sentido de Granger, y para el VAR, de las funciones de impulso – respuesta y de descomposición de varianza. Una de las principales ventajas del presente trabajo es la extensión de las series utilizadas, desde 1924 hasta 2000, lo que permite una mejor aproximación al verdadero largo plazo y la utilización de variables, que son significativas para explicar el comportamiento de la economía Colombiana, especialmente en contexto con algunos hechos estilizados de la década de los noventa.

Según los resultados econométricos, es posible afirmar que en el contexto de la economía Colombiana, es más importante la variable tasa de interés de colocación del sistema financiero, que la oferta monetaria para explicar el comportamiento de la tasa de inflación. En igual sentido, es más significativa la inflación para explicar la tasa de interés que la oferta monetaria, expansiva o contractiva. Por lo tanto, se puede decir que la expansión de la oferta monetaria provocaría un incremento en el corto plazo de la tasa de interés de colocación, hecho este que sería producto de las expectativas de los agentes acerca de las posibles consecuencias inflacionarias de este hecho. En este sentido, el incremento de la tasa de interés corregiría a la baja los posibles mayores niveles inflacionarios, al tiempo que tendría efectos negativos sobre los niveles estructurales de producto. Por lo tanto, un shock de tasa de interés sería más importante para explicar el comportamiento del PIB, incluso en el largo plazo (como se deduce de los resultados del test de cointegración de Johansen), que un shock positivo de oferta monetaria. Así, como una conclusión aproximada acerca del comportamiento estructural de la economía Colombiana, se podría afirmar que es más eficiente, en términos de política monetaria, el uso del instrumento tasa de interés que de algún agregado monetario como M1, para explicar y guiar el comportamiento de corto y largo plazo del producto y de la tasa de inflación.

Así, un análisis detallado de algunas coyunturas, especialmente de la década de los noventa, permite deducir que los resultados son coincidentes y pertinentes para exponer algunos hechos estilizados de nuestra historia económica reciente.

INTRODUCCIÓN

El crecimiento económico es uno de los temas más debatidos y populares en la literatura económica. La descripción del crecimiento y del desarrollo de cada nación en particular, requiere el análisis detallado de las fuentes que lo determinan en el largo plazo, así como de las variables que lo afectan en el corto plazo, toda vez que los ciclos y las perturbaciones pueden convertirse en elementos que afectan indefinidamente el crecimiento económico duradero.

Para países como el nuestro, muchos de los elementos que definen el crecimiento en países desarrollados, como la acumulación de factores de oferta, entre ellos trabajo¹ y capital, el desarrollo tecnológico y altas tasas de productividad de los factores², no son los elementos centrales que caracterizaron nuestro desarrollo durante el siglo XX. En efecto, la economía de nuestro país ha sido permanentemente intervenida por políticas públicas, de tipo proteccionista, expansivas o recesivas, que especialmente han influido en factores de demanda.

En este sentido, las políticas de tipo fiscal y monetario, al igual que las políticas comerciales, de protección o apertura económica, han influido de manera considerable y permanente en las tasas de crecimiento del producto (PIB), en el nivel general de precios y en general en toda la actividad económica. Es decir, la economía Colombiana no ha fluctuado y crecido en el corto y largo plazo por el efecto de la interacción libre de los agentes económicos.

En términos generales, las decisiones de política económica afectan la tasa de crecimiento del producto solo en el corto plazo, ya que se supone, no afecta los elementos fundamentales que determinan el crecimiento económico sostenible y duradero. Así, las políticas monetaria y fiscal solo influyen en elementos nominales de la actividad económica; no reales. Sin embargo, los cambios en la política pueden tener efectos de nivel, es decir, cambios permanentes (duraderos) en las políticas³, pueden elevar o disminuir permanentemente el nivel de la producción per cápita y total.

En este sentido, en contexto amplio, las decisiones de política pueden no limitar sus efectos sobre el producto y otras variables al corto plazo, influyendo solo a

¹ A excepción del factor trabajo, el cual se ha utilizado en forma intensiva dada su abundancia particular.

² Para un sofisticado análisis de la contabilidad del crecimiento, véase BARRO, Robert J. Notes on Growth Accounting. En : NBER Working Paper (jul. 1998); No. 6654.

³ Por ejemplo un subsidio permanente a la inversión.

través de la demanda agregada, si no que además, innovaciones o perturbaciones de este tipo, pueden tener efectos duraderos y de largo plazo sobre factores de oferta, y por ende sobre el crecimiento económico.

Siendo así, nuestra economía se mueve constantemente entre perturbaciones, entre movimientos cíclicos fuertes que se presentan con cierta regularidad ocasionados por los cambios de política económica. Por lo tanto, los instrumentos de política, para este caso de política monetaria, se convierten en variables que pueden caracterizar nuestra economía y determinar el crecimiento durante cada ciclo económico.

En este sentido, la política monetaria, los instrumentos de control y de transmisión monetarios, han sido durante la última década objeto de intenso debate en nuestro país. Varios economistas⁴, encuentran en la política monetaria, el instrumento de política anticíclica ideal para zanjar la recesión económica. Al mismo tiempo, culpan a la autoridad monetaria de preocuparse excesivamente de la inflación y dejar a un lado problemas tan graves, como la baja tasa de crecimiento económico y el desempleo.

En este contexto, este trabajo intenta hallar que tipo de relaciones dinámicas caracterizan el comportamiento de variables, que a juicio del autor, son importantes, si lo que se intenta es describir el comportamiento de la economía Colombiana en el largo plazo. Para ello, se utilizan series de tiempo con una extensión de 75 años (desde 1924 hasta 2000) del Producto Interno Bruto real (precios de 1994), la oferta monetaria real (M1), la tasa de interés real de colocación del sistema financiero y la tasa de inflación. Así, se intentara hallar las características estructurales que describen las relaciones entre las variables mencionadas, teniendo especial interés por el impacto que los instrumentos de control y de transmisión monetarios tienen sobre las series del PIB y de la inflación.

El uso específico de las variables señaladas tiene entre otras, las siguientes justificaciones:

- El producto, es una variable real, indispensable para cualquier estudio que intente describir el comportamiento de una economía.

⁴ Economistas como Eduardo Sarmiento Palacio y Javier Fernández Rivas atribuyen a los instrumentos de control monetario la recesión económica por la que atraviesa nuestro país. Ellos afirman que la recesión ha sido ocasionada por políticas monetarias y fiscales restrictivas de la demanda.

- ❑ La oferta monetaria real, se introduce como instrumento importante de la política monetaria y como variable de demanda agregada.
- ❑ La tasa de interés real, para efectos del presente análisis, de colocación del sistema financiero, se considera una variable importante de análisis desde el punto de vista de la demanda agregada en el corto plazo, y de la oferta agregada en el largo plazo, ya que se supone, es uno de los determinantes del nivel de inversión, y esta, aunque es una variable de demanda agregada, es crítica para el stock de capital.
- ❑ La inflación, se introduce como variable principal de exploración económica junto con el PIB, ya que en ultimas se busca identificar que tipo de relaciones dinámicas de largo plazo existen entre ésta y los instrumentos de política monetaria y entre los instrumentos de política monetaria y el producto.

Para efectos del análisis econométrico, este se llevará a cabo a través econometría de series de tiempo por dos razones:

- La mayor parte de la información de series macroeconómicas tiene un comportamiento característico de caminatas aleatorias, es decir, series cuya media no es invariable en el tiempo, por lo cual, el análisis econométrico tradicional no seria eficiente en términos de descripción del comportamiento dinámico real de las variables.
- Dado que el objetivo central, es describir el comportamiento “natural” de la economía a partir de las relaciones dinámicas del conjunto de variables bajo análisis, no se hará uso de la teoría para el desarrollo econométrico, buscando con ello, que sean los datos los que determinen la estructura dinámica del modelo. En otras palabras, dejando que “la información hable por si misma”. Por lo tanto, la econometría de series de tiempo, brinda las herramientas estadísticas ideales para lograr este objetivo.

En este orden de ideas, se hace necesario, dada la coyuntura actual, analizar en detalle cual ha sido el comportamiento del PIB, su evolución estructural, al igual que de las variables de política monetaria y de la variación del nivel general de precios o inflación. Así mismo, verificar cual ha sido el comportamiento teórico - practico “conjunto” de estas cuatro variables.

El trabajo se compone de cinco secciones después de esta introducción. La primera sección expone la revisión de algunos hechos estilizados de la economía

Colombiana; la segunda sección contiene una revisión de literatura teórica acerca de las variables bajo análisis, que solo tiene efectos complementarios. En la tercera sección se lleva a cabo una revisión conceptual de la metodología de series de tiempo, describiendo los tests necesarios de análisis econométrico. En la cuarta sección se lleva a cabo la estimación del modelo econométrico, realizando las pruebas estadísticas de raíz unitaria, una prueba de cointegración como la propuesta por Johansen, tests de causalidad en el sentido estadístico de Granger y la estimación de un VAR estándar. La quinta sección contiene la evaluación global de los resultados econométricos. La sexta sección contiene conclusiones y la séptima recomendaciones.

1. PRINCIPALES HECHOS ESTILIZADOS DE LA ECONOMÍA COLOMBIANA DE LA DÉCADA DE LOS NOVENTA

El centro del debate económico actual se agrupa en torno a las verdaderas posibilidades que tiene la política monetaria para facilitar la salida de la economía Colombiana de su actual recesión. En el fondo del debate, se encuentran dos vertientes del pensamiento económico actual⁵, que, aunque en lo fundamental coinciden, se caracterizan por variantes importantes al momento de enfocar y analizar momentos de coyuntura económica.

Aunque el objetivo principal de la presente investigación es caracterizar el comportamiento de la economía Colombiana en un horizonte de largo plazo a través de unos resultados econométricos previstos, y que en lo fundamental del análisis no se tendrá en cuenta la teoría económica, se hace necesario poner dichos resultados en el contexto de los acontecimientos económicos de la última década, toda vez que durante ella se llevaron a cabo procesos de reformas estructurales que fueron determinantes al momento de evaluar el desempeño económico de fin de siglo. Por lo tanto, sería corto un análisis econométrico que no tuviera en cuenta unos hechos, que se consideran estilizados de la economía Colombiana, ya que determinaron, y determinan, el comportamiento de los agentes y las respuestas de política frente a diferentes eventos.

Algunos de estos hechos estilizados son la liberalización financiera y la reforma del sistema cambiario⁶ de principios de los años 90, que condujo a un proceso de profundización financiera inicial; un ciclo completo de crédito⁷ descrito con anterioridad por diferentes autores, hechos anteriores coincidentes con flujos de capital externo, con la brecha del PIB (GAP del producto) y una burbuja de gasto a mitad de la década.

Es importante señalar que dichos eventos son críticos al evaluar el comportamiento de las variables o instrumentos de política monetaria en los momentos álgidos de la crisis económica.

⁵ El autor infiere que dichos enfoques del pensamiento económico son, en forma explícita, Neoclásica y Nekeynesiana.

⁶ Entre estas, las reformas al sistema financiero que fueron consignadas principalmente en las leyes 45 de 1990, 9 de 1991 y 35 de 1993, las cuales redefinieron el papel y la estructura del sistema financiero.

⁷ Expansión – contracción del crédito.

Así, en materia cambiaria, se flexibilizó el régimen con el fin de permitir una mayor participación del mercado en la determinación del tipo de cambio nominal, se amplió el acceso de los agentes a los flujos internacionales de financiamiento y se descentralizaron las operaciones y controles cambiarios, a favor de los bancos y demás intermediarios financieros. Se eliminó la mayoría de las restricciones a la inversión extranjera y se redujo en varios puntos porcentuales la tasa de tributación. A los extranjeros se les garantiza el mismo tratamiento que a los Colombianos en casi la totalidad de los sectores productivos, se eliminaron casi todas las restricciones a la remisión del capital y los dividendos y se acabó con el requisito de aprobación previa por parte del Departamento Nacional de Planeación (excepto para la producción de los servicios públicos y otros relacionados con la defensa nacional)⁸.

En este contexto, se llevaron a cabo privatizaciones, entraron jugadores extranjeros al sistema financiero, se hicieron hallazgos petroleros importantes⁹ y entraron fondos de inversión foráneos al mercado de capital. Por lo tanto, Colombia no fue ajena a los flujos de capital hacia países emergentes, uno de los fenómenos más sobresalientes de la economía mundial de la década de los noventa. Este conjunto de hechos, condujo a la creación de expectativas muy optimistas de los agentes económicos acerca del desempeño económico futuro del país. Así, las reformas llevadas a cabo al principio de la década y los hechos subsecuentes, dado que coincidieron con cambios en los mercados internacionales de capital, permitieron que Colombia participara de los flujos de capital que llegaron a países emergentes. En retrospectiva, aunque se esperaba que dichos flujos incrementaran la tasa de crecimiento económico en el largo plazo, la liberalización financiera incrementó la fragilidad de las economías y la volatilidad de los mercados, haciéndolos más susceptibles a episodios especulativos y crisis financieras y cambiarias¹⁰.

Trabajos como los de Tenjo y Enciso¹¹, y Barajas, Lopez y Oliveros¹² encuentran una estrecha relación entre estos flujos internacionales de capital hacia el país y el comportamiento del canal del crédito¹³. Así, han surgido los modelos de tercera

⁸ URIBE, J. D. Flujos de capital en Colombia: 1978 - 1994. Bogotá : Banco de la Republica, 1995. pag. 7 (Borradores de economía; 25).

⁹ Los campos de Cusiana y Cupiagua por ejemplo.

¹⁰ TENJO, F. y ENCIZO, E. L. Burbuja y Estancamiento del Crédito en Colombia. Bogotá : Banco de la Republica, 2002. pag. 20 (Borradores de Economía; 215).

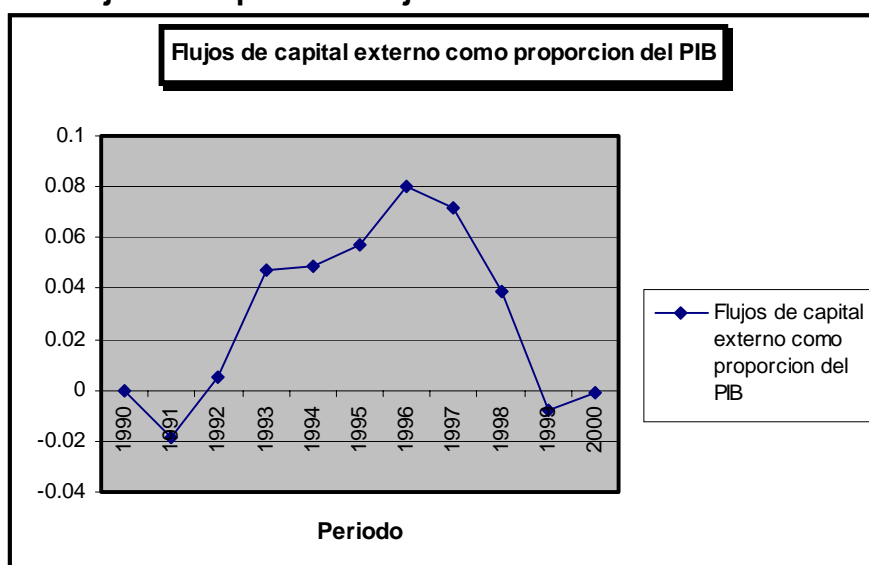
¹¹ Ibid., p. 10.

¹² BARAJAS, A., LOPEZ, E. y OLIVEROS, H. ¿Porque en Colombia el Crédito al Sector Privado es tan Reducido?. Bogotá : Banco de la Republica, 2001. pag. 11 (Borradores de Economía; 185).

¹³ Según Stiglitz (TENJO, Op. cit., p. 8.), el canal del crédito es un mecanismo de transmisión de la política monetaria, que permite al sistema bancario jugar un papel central en las fluctuaciones de la economía, en la medida en que los bancos son un puente entre la oferta monetaria y la disponibilidad de **crédito y pueden**,

generacion¹⁴, según los cuales el núcleo de las crisis, entre ellas los episodios de crisis financiera y recesiones en los países del este asiático y América Latina, se encuentra en el funcionamiento del sistema financiero internacional y local, marcados por imperfecciones derivados de información asimétrica (riesgo moral, selección adversa y comportamiento de rebaño) y en la dificultad de definir y poner en practica un sistema adecuado de regulación prudencial y seguimiento del comportamiento de los agentes económicos. En este contexto, los flujos de capitales externos hacia el país se incrementaron de casi cero en 1990 a cerca de 8% del PIB en 1996, para retornar a valores cercanos a cero en el 2000 como se aprecia en el grafico 1.

Grafico 1. Flujos de capital extranjero.



Fuente: Balanza del pagos del Banco de la Republica. Cálculos propios.

En dicho grafico, se aprecia la dinámica de auge de los flujos externos hacia el país, con una severa caída al final de la década, donde la reversión (suddens stops) en la dinámica de dichos flujos ilustra los riesgos que se derivan de las aperturas y liberalizaciones financieras. Así mismo, al tiempo que los flujos de capital hacia el país se incrementaban, tenía lugar un comportamiento positivo simultáneo de la oferta crediticia, como se deriva del grafico 2. En este sentido, es posible que en Colombia en la ultima década se halla presentado una asociación estrecha entre las tendencias en los flujos de capital y el crédito privado, y que

por su naturaleza, incrementar los recursos que fluyen a través de ellos. De este argumento surge el concepto de “Multiplicador del Crédito” o “Multiplicador financiero”, que refleja la endogeneidad de los mercados de crédito y la capacidad que ellos tienen de amplificar y propagar choques externos y de política, jugando así un papel central en los ciclos económicos.

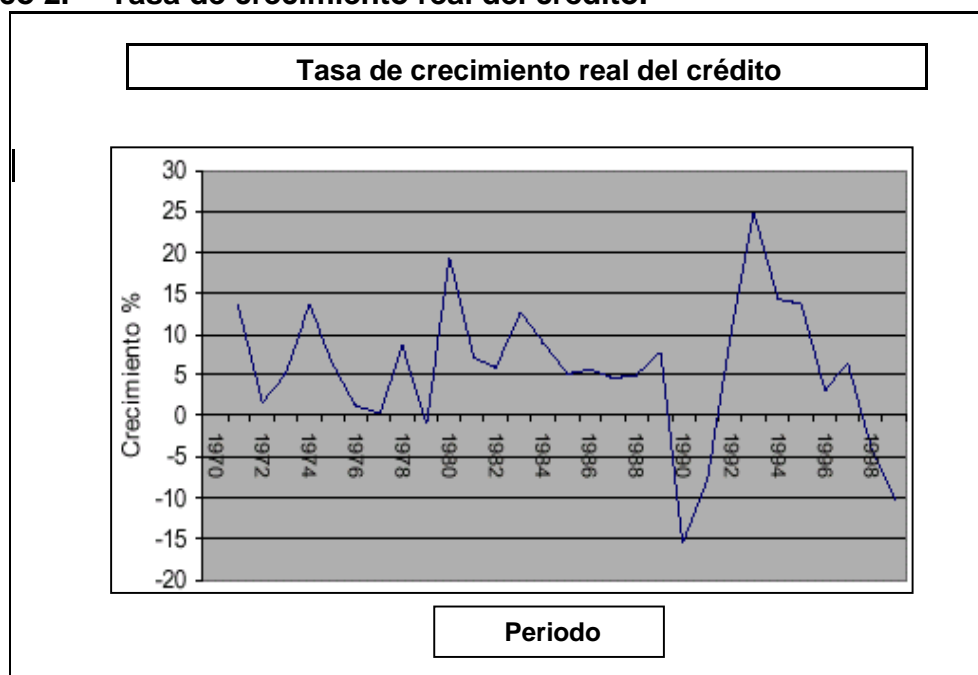
¹⁴ Vale la pena recordar que los modelos de primera generación suponen que las crisis son ocasionadas por los déficits fiscales y los de segunda generación, que estas son ocasionadas por las tensiones entre tipos de cambio fijo y deseo de llevar a cabo política monetaria expansiva.

esta sea más estrecha cuando la economía y principalmente el sector privado se vinculan abiertamente a los mercados internacionales mediante las políticas de liberalización financiera y comercial de la década pasada.

En contexto amplio, la entrada fluida de capital extranjero al país, coincidente con un boom de crédito (auge crediticio ocurrido entre 1993 – 1998) que se asocia a la entrada de dichos flujos de capital, conformaron el espacio propicio para que se presentara la llamada “burbuja de gasto” de la década de los noventa. En efecto, varios trabajos indican que en Colombia ocurrió una burbuja de gasto que tuvo un largo periodo de expansión, entre 1991 y 1994, para desinflarse desde entonces.

Dicho gasto, como lo afirma Tenjo y Enciso¹⁵, aunque se compuso de gasto publico y privado, en un principio fue financiado por el sector privado a través de la oferta de crédito del sistema financiero dado el déficit ahorro –inversión que se presentaba al principio de la década para dicho sector; el sector publico en un principio financió gran parte de su expansión con el dinero de las privatizaciones y

Grafico 2. Tasa de crecimiento real del crédito.



Fuente: Banco de la Republica, Subgerencia de Estudios Económicos.

¹⁵ TENJO, F. y ENCIZO, E. L. Op. cit., p. 8.

de las reformas tributarias, teniendo el componente deuda una participación reducida en las fuentes de financiamiento, dado el superávit fiscal que se presentaba al principio de la década.

A medida que el gasto se incrementaba, financiado por una expansión rápida y de gran magnitud en el crédito al sector privado, la exposición de los bancos se incrementó, la calidad de los proyectos financiados decayó, incrementando el sector bancario en conjunto su vulnerabilidad.

En algún momento, la crisis estalló gracias a incrementos importantes de la tasa de interés, mecanismo este último a través del cual el Banco de la Republica intentó defender la banda cambiaria en mayo y junio de 1998. En efecto, el progresivo flujo de capitales daba como resultado un déficit creciente de la cuenta corriente de la balanza de pagos, hecho este, que unido a los acontecimientos de crisis en el este asiático y sus coletazos en Rusia hicieron inminente una crisis cambiaria en nuestro país, ocurriendo el denominado pass - through¹⁶. Así, el Banco de la Republica ante ataques especulativos al tipo de cambio, tomo ciertas medidas entre las cuales se encuentran las siguientes:

- ❑ No reponer la liquidez que el mercado perdía por la venta de divisas que hacia el Banco en su intento por defender el tipo de cambio.
- ❑ Limitar la cantidad de recursos que suministraba a la economía a través de las operaciones de expansión.
- ❑ Incrementar las tasas de interés de expansión.

En este sentido, el Banco de la Republica incrementó en repetidas ocasiones entre 1997 – 1998 las tasas REPO¹⁷, y, dado que los movimientos en esta tasa determinan el comportamiento de la tasa de interés interbancaria (TIB)¹⁸, se elevaron ésta y la DTF, como consecuencia de la defensa de la banda cambiaria en presencia de un ataque especulativo y de una crisis internacional. Tanto la TIB, como la DTF impulsadas por los incrementos en la tasa de intervención del banco se incrementaron desde 5% real en 1997 a 15% y 25% real en 1998, con resultados negativos sobre el sector productivo y los deudores hipotecarios.

Es evidente que la reversión en los flujos de capital externo, la reducción en la liquidez que el Banco Central irriga al sistema financiero y la explosión de las

¹⁶ Pass – Through se denomina al riesgo de un elevado ritmo de devaluación originado en la dinámica de los mercados internacionales y del tipo de cambio.

¹⁷ Las tasas REPO de expansión a un día lidera el mercado monetario a corto plazo; a través de ella el sistema financiero hace liquidas sus tenencias de TES en operaciones a 1 día, sabiendo que la operación deberá revertirse al día siguiente.

¹⁸ La TIB, es la tasa a la cual los bancos se prestan dinero entre si de un día para otro.

tasas de interés, provocaron el llamado Credit Crunch¹⁹ del mercado crediticio, hecho este que marco definitivamente la caída de la burbuja de gasto. El proceso de parálisis del sistema crediticio puede observarse claramente en los cuadros 1 y 2.

A partir del cuadro 1, es fácil observar que la caída del crédito de final de la década de los noventa fue mucho más severa que la ocurrida en el periodo de crisis y de post – crisis de la deuda de los ochenta. Mientras en el periodo de crisis de los ochenta el crecimiento de la oferta crediticia fue de 5%, en los noventa dicha oferta crediticia cayo 19 puntos porcentuales entre un periodo y otro. Esto, implicó una severa contracción en los activos y las operaciones del sistema financiero y un reajuste estructural del sector real, ya que en forma imprevista y acelerada vio cerrar sus fuentes más cercanas de financiamiento.

Cuadro 1. Banco comerciales: crecimiento del crédito y los depósitos.

	Pre - liberalización		Post – liberalización	
	Crisis	Post - crisis	Boom	Estancamiento
	1981 - 85	1986 - 90	1991 - 98	1999 - 2000
Bancos creadores de dinero*				
Crédito al sector privado				
Tasa real de crecimiento	5.0	5.8	9.9	-9.1
Como porcentaje del PIB (fin de periodo)	15.1	15.5	23.4	18.9
Depósitos				
Tasa real de crecimiento	4.9	1.7	10.6	3.0
Como porcentaje del PIB (fin de periodo)	15.3	12.9	20.6	21.3
Crédito/depósitos (fin de periodo)	98.5	120.0	113.5	88.5

Fuente: Fondo Monetario Internacional, Estadísticas Financieras Internacionales.

*Se les denomina Bancos Creadores de Dinero (BCD) a los bancos comerciales, según clasificación de las Estadísticas Financieras Internacionales (EFI).

En igual sentido, los niveles de crédito como proporción del PIB también cayeron en forma abrumadora, hecho este que ni siquiera ocurrió en el periodo de post – crisis de la década de los ochenta. Así, al tiempo que la cartera crediticia se estancaba y retrocedía²⁰, los depósitos retrocedían en relación a su tasa de crecimiento, pero no en forma tan severa. Esto se nota en la relación créditos/depósitos, donde el nivel de crédito en relación a los depósitos paso de representar en promedio 113,5% entre 1991 y 1998 a 88,5% en el periodo 1999 – 2000.

¹⁹ Estrangulamiento del crédito o desplome de la oferta crediticia.

²⁰ La crisis del sistema financiero de finales de la década de los noventa significó una in – evolución en términos de tamaño y operatividad del sector, y para la economía en general, significó dar marcha atrás en el proceso de profundización financiera que se inició con las reformas de liberalización cambiaria y financiera. Esta es la conocida secuencia de des – profundización financiera de final de la década.

Cuadro 2. Fuentes del crecimiento del crédito al sector privado.

Cuadro 21. Fuentes del crecimiento del crédito al sector privado			
	Pre - liberalización	Post – liberalización	
	1980 - 1990	Boom	Estancamiento
		1991 - 98	1999 – 2000
(Crecimiento porcentual anual con relación al crédito al sector privado al comienzo del periodo)			
Bancos creadores de dinero			
Crédito al sector privado	5.4	9.9	-9.1
Fuentes de recursos			
Depósitos	3	9.1	2.8
Otras obligaciones con el sector privado	1.4	0.7	-2.6
Capital	0.7	1.5	-0.1
Usos alternativos de los recursos			
Crédito neto al sector publico no financiero	0	1.8	2.9
Crédito neto al Banco de la Republica	0	-0.9	0
Crédito neto a otras instituciones bancarias	-1.5	0	5.7
Activos externos netos	0	-0.5	1.9
Otros activos netos	1.3	1.2	-1.2

Fuente: Fondo Monetario Internacional, Estadísticas Financieras Internacionales.

La caída del nivel de gasto, ocasionada por una severa contracción del crédito doméstico también puede observarse en la evolución estimada de la brecha del producto²¹. La figura 1, tomada del trabajo de Misas y Enciso²², muestra como en el periodo comprendido entre 1993 y 1997 la brecha del PIB era positiva, presentando un pico importante en 1995, periodo coincidente con una inflación promedio del 20% anual y con mayores niveles de actividad económica. Dichos resultados coinciden también con los resultados de un trabajo anterior de Melo y Riascos²³, y de Misas y Enciso²⁴.

Una forma alternativa de observar la caída del gasto ocasionado por una restricción de crédito (credit crunch) es la propuesta por Barajas, Lopez y Oliveros²⁵. Dichos autores, a través de una estimación por máxima verosimilitud

²¹ Aunque la brecha (GAP) del producto se definirá en detalle más adelante, hasta aquí basta con decir que es la diferencia entre el PIB observado o efectivo y el PIB potencial o de utilización plena y máxima de los recursos de la economía.

²² MISAS, M. y ENCIZO, E. Desequilibrios Reales en Colombia. Bogotá : Banco de la República, 2001. pag. 24 (Borradores de Economía, 181).

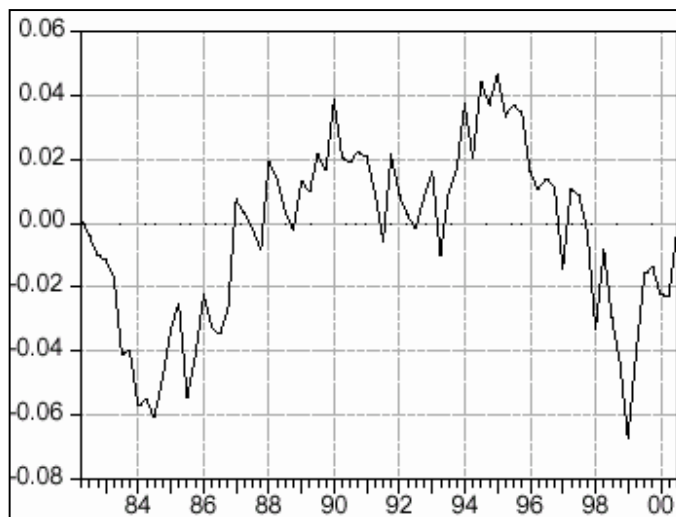
²³ MELO, L. y RIASCOS, A. Producto potencial utilizando el filtro de Hodrick-Prescott con parámetro de suavización variable y ajustado por inflación: una aplicación para Colombia. Bogotá : Banco de la República, 1997. pag. 16. (Borradores de Economía; 83).

²⁴ MISAS, M. y ENCIZO, E. El Producto Potencial en Colombia: una estimación bajo VAR estructural. Bogotá : Banco de la República, 1998. pag. 24 (Borradores de Economía; 94).

²⁵ BARAJAS, A., LOPEZ, E. y OLIVEROS, H. Op. cit., p. 15 - 19.

de la oferta de crédito observada y la demanda de crédito, hallan que durante el periodo comprendido entre 1999 y 2001, el mercado de crédito tuvo la característica de encontrarse en un estado de exceso de demanda (demanda crediticia mayor a la oferta), lo que sugiere que desde 1999 hasta 2001 (rango limite de la estimación) el crédito bancario se ha encontrado esencialmente restringido por la oferta, es decir, se observó “racionamiento de crédito”²⁶. En oposición a este resultado, hallaron evidencia que desde 1990 hasta 1998 lo que se presentó fue un exceso de oferta crediticia sobre la demanda. Claramente en Colombia, durante la década de los noventa se observó un ciclo crediticio completo, comprendido por un boom entre 1991 y 1998 y un periodo al final de descenso de la oferta crediticia entre 1999 y 2001.

Figura 1. GAP del producto.



Fuente: Banco de la Republica, Departamento de Investigaciones Económicas; borradores de economía No 181.

Hasta este punto, parece obvio y lo es explícitamente, que en un momento de coyuntura el Banco de la Republica se vio obligado a tomar decisiones de política, decisiones que tenían un orden jerárquico de alcanzar unos objetivos y/o tener en cuenta unas prioridades. En este sentido, su mayor problema era encontrar la manera de defender el tipo de cambio, ya que una devaluación masiva no era conveniente para su objetivo explicito de política de alcanzar niveles estructurales de inflación del 3% anual. Así, el Banco Central, ante la dificultad de intentar controlar simultáneamente los agregados monetarios, el tipo de cambio y la variabilidad de la tasa de interés, decidió definir unas prioridades que en caso de

²⁶ Stiglitz, interpreta el racionamiento de crédito como los hechos por los cuales no todos los agente tienen igual acceso al mercado de prestamos; en ese sentido atribuye el racionamiento del crédito a las siguientes causas: 1) falta de competencia entre entidades bancarias, 2) ineficiencia de ellas, 3) imperfección del mercado de capitales y 4) percepción de riesgo por parte de los oferentes de crédito.

conflicto, sacrificarían en primer lugar el control de la tasa de intereses²⁷. Acorde con eso, entre principio y finales de 1998 la tasa de referencia del banco se alteró al alza en un intento por frenar la fuga de capitales, la devaluación y con ello posibles presiones inflacionarias.

Lo que siguió a la crisis, en principio del mercado cambiario, crisis que se trasladó al mercado crediticio, el cual se encargó de amplificarlo y propagarlo al sector real²⁸, fue la puesta en marcha de una política explícita de inflación objetivo, “inflation targeting”, la cual se hizo oficial en octubre del 2000.

Actualmente, la política monetaria funciona y articula sus instrumentos de política en torno a un objetivo fundamental como es el control y reducción de la inflación a niveles considerados estructurales. En este sentido, es necesario tener en cuenta algunos hechos ocurridos durante y después de la crisis, y que tienen que ver con la mecánica actual de manejo de los instrumentos de política monetaria.

Así, al tiempo que se acentuaba la crisis y el crédito al sector privado se reducía, el sector público empezaba a incrementar en forma ostensible su endeudamiento tanto externo como interno. En este sentido, el sector público se hizo a los escasos recursos de financiamiento que aun existían internamente. Dicha deuda se hizo explícita con el desarrollo acelerado del mercado de deuda pública (TES) que se produjo a finales del decenio. Esto ocurrió por dos causas principales:

- ❑ Por las necesidades crecientes de financiamiento del sector público.
- ❑ Por constituirse los OMA's (Operaciones de Mercado Abierto) en el principal instrumento de política monetaria.

En este sentido, si el Banco de la República desea suministrar liquidez al sistema, adquiere títulos de deuda pública en el mercado interbancario (OMA's de expansión) y los vende cuando necesita recoger liquidez (OMA's de

²⁷ GAMARRA, A. y BUITRAGO, J. La política monetaria en Colombia en la segunda mitad de los años noventa. Bogotá : Banco de la República, 2001. pag. 5 (Borradores de Economía; 172).

²⁸ Según Krugman (KRUGMAN, Paul. De vuelta a la economía de la gran depresión. Barcelona : Norma, 2000.), una de las enseñanzas más importantes de los “ciclos” recientes de los negocios en los llamados mercados emergentes, es el papel que en su difusión tuvieron los bancos comerciales.

contracción)²⁹. De esta manera, se expande o se contrae la oferta de base monetaria, lo cual dada una demanda de la misma³⁰, afecta la formación de precios en el mercado interbancario (de la TIB), ya que es allí donde intermediarios financieros concurren a demandar u ofrecer liquidez. Así, los OMA's se convierten en el mecanismo por el cual el Banco Central afecta a la vez:

- ❑ La cantidad de base monetaria en circulación.
- ❑ El precio (tasa de interés interbancaria, TIB) de la liquidez en el mercado interbancario.

En este sentido, la cantidad de base monetaria es determinada por las Operaciones de Mercado Abierto de expansión – contracción que lleve a cabo el Banco de la Republica, las que determinan a su vez el tipo de interés de referencia para el sistema financiero. Lo descrito anteriormente tiene estrecha relación con las críticas hechas al manejo de la política monetaria y a la eficiencia misma de los canales de transmisión monetarios. En la práctica, el llevar a cabo operaciones de expansión – contracción monetaria vía Operaciones de Mercado Abierto conduce a los agentes del sistema financiero a cambios estructurales en la composición de sus balances. Así, como lo afirman Barajas, Lopez y Oliveros³¹, el estancamiento del crédito no consistió simplemente en la contracción de la actividad bancaria que afectara a todos los rublos, entre ellos el crédito, por igual, sino que la composición de la hoja de balance cambio de manera palpable. Ocurrieron dos cambios fundamentales:

- ❑ Una reducción importante del crédito dentro de los usos de los recursos.
- ❑ Un aumento de la participación relativa de los depósitos como fuente de fondeo de las instituciones crediticias.

²⁹ Las operaciones de mercado abierto se llevan a cabo con la compra y venta de títulos de deuda publica emitidos por entidades del orden nacional, departamental y municipal (Resolución Externa No 24 de 1998 JD). Para OMA's de expansión: títulos de desarrollo agropecuario, Bonos Ley 700, TES A y B, Bonos de seguridad, Bonos Ley 55, Títulos emitidos por FOGAFIN, Bonos Republica de Colombia, otros títulos de deuda que emita la nación. Para OMA's de contracción, principalmente, TES A y B, y otros títulos de deuda publica en poder del Banco de la Republica.

³⁰ La cual es estimada a través de proyecciones bisemanales de las necesidades de efectivo del sistema mediante modelos ARIMA que incluyen variables dummy estacionales para semana santa, quincenas y festivos.

³¹ BARAJAS., A., LOPEZ., E. y OLIVEROS, H. Op. cit., p. 9.

En este sentido, entre los factores a destacar como variables que reemplazaron al crédito en su participación en los balances de las entidades financieras se encuentran los títulos de deuda pública. Por lo tanto, aunque el Banco de la República ha insistido frecuentemente en que, después de la crisis económica y sin la necesidad de defender el tipo de cambio, le ha brindado al sistema toda la liquidez que este ha demandado, además de reducir en forma importante la tasa de interés de referencia, con frecuencia se ha visto que dicha liquidez los agentes del sistema financiero la han dedicado a incrementar su portafolio de inversión especulativa, especialmente en TES y divisas. Así, como lo afirma Clavijo³², mayores expansiones monetarias en ocasiones se han ido a engrosar el portafolio de inversiones del sistema financiero en TES, generando un mayor “crowding out”. Un ejemplo de ello, es que mientras la base monetaria y los medios de pago (M1) crecían a enero de 2003³³ a tasas anuales de 21,5% y 20%, la cartera bruta del total del sistema financiero, los bancos comerciales y los hipotecarios crecían, 4,9%, 8,5% y 0,7% respectivamente y su portafolio de inversiones, en igual orden, 23%, 30,1% y 24%. En este sentido, incrementos de la oferta monetaria son coincidentes con incrementos del portafolio de inversión especulativa del sistema financiero, lo cual parece un resultado totalmente obvio si el principal instrumento de expansión – contracción monetaria son los OMA’s, algo que de hecho ya es un incentivo fuerte para que los agentes del sistema prefieran invertir los recursos de oferta monetaria en papeles públicos, en lugar de incrementar sus carteras de crédito.

En este sentido, y para efectos de ser contrastado en contexto con los resultados econométricos propuestos, vale la pena anotar que por ley de Hicks³⁴, los medios de pago solo constituyen un indicador adecuado de la demanda agregada cuando evolucionan paralelo al crédito. De otra forma, se estaría presentando una “sustitución de activos” que restaría validez al significado de los medios de pago y dejaría al crédito como único indicador confiable de la demanda agregada.

Por lo tanto, dado que es evidente que en Colombia se está presentando sustitución de activos en el portafolio de activos de los agentes del sistema financiero, la política monetaria llevada a cabo por el Banco de la República es recesiva, ya que en momentos en que se presenta dicho fenómeno, esta se orienta solo a mantener un crecimiento sostenido de los medios de pago, similar al crecimiento del ingreso, como lo indican postulados monetaristas.

³² CLAVIJO, S. Política monetaria y cambiaria en Colombia: Progresos y desafíos (1991-2002). Bogotá : Banco de la República, 2002. pag. 15 (Borradores de economía; 201).

³³ Según diapositivas de la presentación del Doctor Fernando Tenjo Galarza en el auditorio Good Year de la Universidad ICESI; mayo de 2003.

³⁴ HICKS, J.R. Mr. Keynes and the classics: A suggested interpretation. En : *Econometrica* (1937); pag. 5.

De otro lado, dado que la tasa de interés de referencia del Banco Central es aquella tasa a la cual los agentes del sistema financiero le pueden pedir prestado, por lo que afecta directamente la tasa de interés interbancaria (TIB) y esta a la DTF (la tasa de interés de captación del sistema)³⁵, reducciones en la tasa de referencia reducen en primera instancia la tasa de captación del sistema y por ende la tasa de colocación, aunque en menor proporción, pero no reduce el margen de intermediación del sistema. En este sentido, dado que la tasa de inflación se ha reducido en forma persistente, esta reducción ha provocado el incremento de la tasa de interés real de colocación del sistema, la única tasa relevante para el despegue definitivo de la economía.

³⁵ ROMAN, J. M. Relación entre la tasa de intervención del Banco de la Republica y las tasas de interés del mercado: una exploración empírica. Bogotá : Banco de la Republica, 2001. pag. 26 (Borradores de Economía; 188). Los resultados econométricos de este artículo encuentran evidencia acerca de la existencia de relaciones cointegrantes o de un Vector de Cointegración entre la TIB, la DTF y la tasa de intervención o de referencia del Banco Central y las demás tasas de interés del mercado.

2. INTERDEPENDENCIA DINÁMICA EXISTENTE ENTRE EL PIB, LA OFERTA MONETARIA, LA TASA DE INTERES Y LA INFLACIÓN

2.1. MARCO ANALITICO

Mucho se han discutido las relaciones de interdependencia dinámica existentes entre el PIB, la oferta monetaria, la tasa de interés y la inflación. En sentido amplio y en concordancia con la teoría, el producto es afectado en el largo plazo por factores de oferta (shocks de oferta), que son considerados como variables reales. Entre estos factores de oferta se encuentra el aumento del capital físico, la eficiencia general en la asignación y administración de los recursos productivos, la capacidad de absorción de la información tecnológica, el crecimiento de la fuerza laboral y su calidad educativa, la calidad de las instituciones judiciales y el grado de apertura o exposición a la competencia, entre otros³⁶. En este sentido, se considera que los factores de demanda tienen implicaciones menos relevantes en la trayectoria del nivel de producto estable o de largo plazo, como se desprende de la teoría desarrollada por Nelson y Plosser³⁷. Ello es así, porque se supone que los factores de demanda tienen origen de carácter nominal y por lo tanto solo representan perturbaciones de tipo transitorio. La relación entre el crecimiento económico, la política monetaria y la inflación puede ilustrarse con el uso de la figura 2.

Esta figura, ilustra la interpretación tradicional del ciclo económico y el modo en que la mayoría de los economistas definen la relación entre inflación y crecimiento económico en el corto y largo plazo. La recta AB indica el nivel de crecimiento potencial o estructural de la economía, determinado principalmente por factores de oferta como se menciono anteriormente. Por su parte, la curva CDE representa el comportamiento observado de la economía, el cual puede implicar la existencia de desviaciones transitorias (ciclo económico), de corto plazo, de la producción respecto a su valor de tendencia estructural. En este sentido, el punto E representa un espacio temporal en el que la producción efectiva es mayor al nivel de producto potencial, debido a un exceso temporal de demanda agregada, lo cual representa un ciclo económico generador de presiones inflacionarias. Dicho ciclo de expansión es igual al encontrado en estimaciones de la brecha del producto realizadas por Misas y Encizo³⁸ para el periodo 1993 - 1997. De otro lado, los puntos C y D son referentes en los que la producción efectiva es menor al nivel de producción estructural, es decir, una situación en la que la demanda agregada es

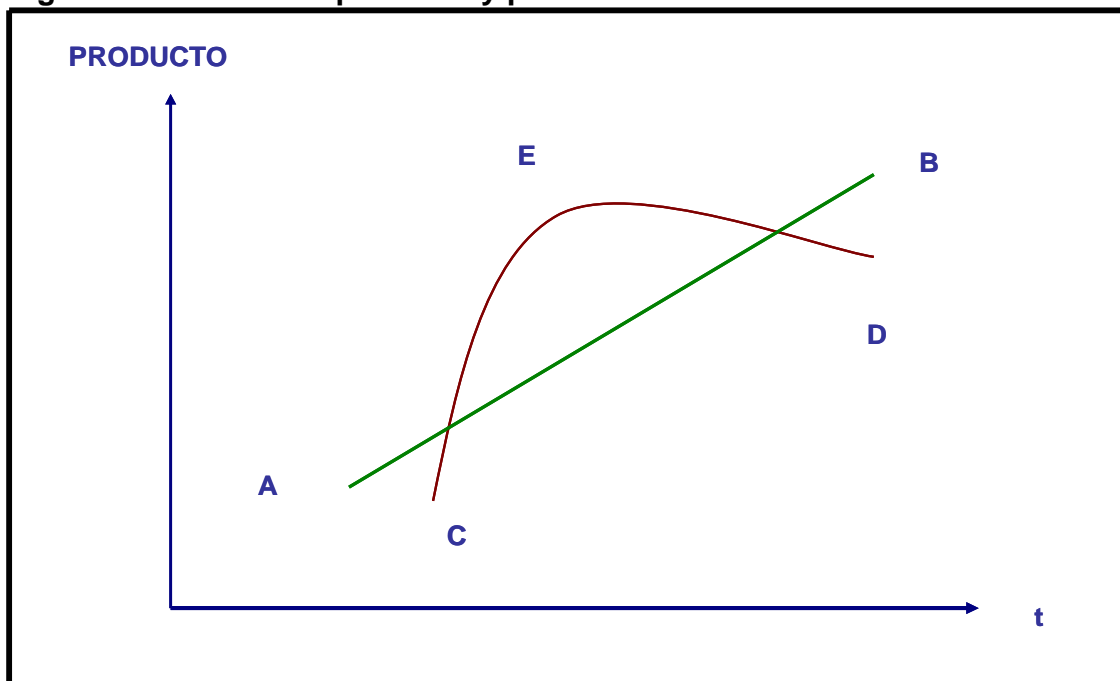
³⁶ Entre los cuales se cuentan las perturbaciones de materias primas como el petróleo.

³⁷ NELSON, Charles R. y PLOSSER, Charles I. Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications. En : Journal of Monetary Economics (Sept. 1982); pag. 15-23.

³⁸ MISAS, M. y ENCIZO, E., Op. cit., p. 13.

menor al nivel de oferta agregada y representa un ciclo recesivo, ya que la oferta agregada es determinada (restringida) en el corto plazo por el nivel de demanda agregada. Situación parecida a los resultados de la estimación mencionada anteriormente, para el periodo 1998 hasta el 2000, época de una profunda crisis económica.

Figura 2. Producción potencial y producción efectiva.



Entre los determinantes en el corto plazo de la demanda agregada se encuentran los cambios en la política económica, especialmente de política monetaria y fiscal. Políticas como estas, de carácter expansivo solo son sostenibles por un corto tiempo, dados los efectos colaterales que de su uso se derivan. Entre estos efectos, dos de los más importantes, son efecto en precios y el efecto en tasas de interés. En una economía como la nuestra, con tipo de cambio flotante, las expansiones monetarias excesivas en relación con la demanda de dinero, aceleran la devaluación de la moneda local, y a través de ella, aumentan el nivel y las expectativas de inflación. Una mayor expectativa por parte de los agentes económicos de mayor devaluación e inflación presionan al alza las tasas de interés y contraen el gasto agregado, por lo cual se concluye con un menor crecimiento del producto.

Es deducible que ante expansiones de tipo monetario y fiscal, los agentes actuarán en forma racional y ajustarán sus carteras de inversión y los precios de forma acelerada, de tal manera que ante perturbaciones de esta índole, los mercados convergen rápidamente al equilibrio. Esto es lo que afirma la escuela

de expectativas racionales, por esto, según este enfoque, los agentes y los mercados actuaran en forma racional utilizando toda la información disponible de la forma más eficiente. Dicha teoría hace uso de los supuestos de información perfecta y simétrica, mercados perfectamente competitivos y equilibrio automático de los mercados.

Lo anterior deja entrever que para este enfoque del pensamiento económico, que comenzó a influir en la teoría macroeconómica a principios de los años 70³⁹, las expectativas que los agentes económicos racionales tengan de la economía juegan un papel determinante en los efectos que las políticas puedan tener sobre variables fundamentales de esta. Incluso, si dichas políticas son imprevistas, los efectos reales sobre el producto tenderán a cero dado que los agentes entenderán rápidamente el error en la formación de las expectativas y los corregirán en forma inmediata.

Sin embargo, esta posición teórica de la realidad ha sido durante varios años objeto de crítica, dado que los supuestos sobre los que se sustenta son inexistentes a la luz de la realidad. En términos prácticos, los agentes y los mercados no actúan en forma racional sistemáticamente⁴⁰, ya que existen impedimentos para que ajusten automáticamente sus expectativas.

En general, los mercados son imperfectamente competitivos, existen asimetrías en la información, y la producción y las carteras de inversión no poseen la flexibilidad suficiente para ajustarse rápidamente a las nuevas expectativas⁴¹.

Los análisis que combinan las hipótesis de expectativas racionales (y optimización intertemporal) con las de rigidez de precios (y diversas imperfecciones del mercado asociados a tal rigidez) han sido llamados, según el énfasis otorgado a algunas hipótesis, “neo-keynesianos” o, alternativamente, de la “nueva síntesis neoclásica”⁴², conformada entre otros por Stiglitz, Mankiw, Romer, Grossman, Akerloff, Yellen, etc.

³⁹ El artículo más influyente en el debate sobre la política macroeconómica fue “The Ends of Four Big Inflations” de Thomas Sargent

⁴⁰ Piensan en forma racional, pero dado que no tienen disponible toda la información posible, sus actuaciones distan mucho de ser racionales.

⁴¹ La flexibilidad de ajuste en estas variables son determinadas por la flexibilidad de los precios que las guían.

⁴² Véanse, Ball (1991), Romer (1996, cap. 6) y Goodfriend y King (1997). Un ilustrativo survey del tránsito de modelos macroeconómicos desde el nuevo clasicismo (expectativas racionales y precios flexibles) hacia el neo-keynesianismo (expectativas racionales y precios y salarios predeterminados) se encuentra en la introducción del artículo de Bénassy (1995).

Sus miembros son Keynesianos por la importancia que atribuyen a la rigidez o fallos de los mercados, que hace que estos no se vacíen continuamente; pero son neo-Keynesianos en cuanto que admiten la existencia de una tasa natural de desempleo y la formación racional de las expectativas, y en cuanto que el origen de la rigidez se busca no en factores institucionales o sociológicos, sino en la competencia imperfecta en los mercados, es decir, haciéndola compatible con la conducta optimizadora de sujetos racionales⁴³, y en la medida en que consideran situaciones de información imperfecta, mercados de capitales y créditos imperfectos, etc., vuelven a tomar los problemas de coordinación que fueron centrales en Keynes⁴⁴ pero que desaparecieron con el modelo IS-LM.

En este contexto, los productores y los agentes económicos tienen “costos de menú” (“menú costs”), los cuales juegan un papel central en los nuevos modelos Keynesianos, específicamente, el modelo de rigidez de los precios nominales desarrollado por Mankiw⁴⁵. Dichos costos son representativos a la hora de decidir llevar a cabo ajustes en la producción y en los precios. Por lo tanto, los agentes tienen que decidir si los beneficios de ajustarse son mayores a los costos. Así mismo, existe rigidez nominal en los precios y los salarios, producto de contratos que se han llevado a cabo a la luz de expectativas pasadas. Este tipo de rigidez en los precios, derivado de la inflexibilidad de contratos colectivos o institucionales, expresada en forma reiterada por teóricos de la “nueva escuela Keynesiana”, hace pensar que por lo menos en el corto plazo las decisiones de política económica, para efectos de este trabajo, de política monetaria, si tiene efectos reales en el corto plazo sobre el producto, con la posibilidad de trascender al largo plazo a través de una variable de demanda agregada como la inversión.

En este caso, la inversión que inicialmente es una variable de demanda agregada, se convierte en una variable de oferta al traducirse en mayor capacidad instalada, reconversión industrial, infraestructura y calificación de la mano de obra. Así, además de relacionar los mercados de bienes y de dinero, relaciona el presente con el futuro, y dado que se define como el componente del gasto que incrementa el stock de capital, lo determina durante largos periodos y por lo tanto contribuye a determinar el crecimiento a largo plazo.

Del mismo modo, decisiones de política monetaria, por ejemplo incremento de la tasa de interés, puede tener efectos negativos sobre el canal de la oferta

⁴³ GROSSMAN, H. I. Monetary Economics: A Review Essay. En : Journal of Monetary Economics No. 28.

⁴⁴ KEYNES, J. M. The general theory of employment, interest and money. Londres : Mcmillan, 1936.

⁴⁵ MANKIW, Gregory. Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly. En : Quarterly Journal of Economics (may. 1985); pag. 386.

agregada, a través de la contracción de la demanda agregada vía inversión y consumo.

Así, un aumento de la tasa de interés causada por factores endógenos a la política monetaria, causa una caída en la inversión, lo cual afecta negativamente el crecimiento del capital físico y por ende se produce una contracción del stock de capital. La reducción del capital físico se ve reflejada en una caída del PIB por el lado de la oferta agregada, como consecuencia de la caída del nivel de producto potencial. Desde el punto de vista de la demanda agregada, el aumento de las tasas de interés, tiene efectos negativos sobre el producto. Ya que es previsible que el efecto que este choque negativo tenga en el corto plazo será mayor sobre el nivel de producto corriente que sobre el nivel de producto potencial, es deducible que la brecha del PIB se haga negativa.

$$\uparrow i \rightarrow \uparrow r \rightarrow \downarrow I \rightarrow \downarrow K \rightarrow \downarrow \text{PIB}^* \rightarrow \downarrow \text{PIB}$$

$$\uparrow i \rightarrow \uparrow r \rightarrow \downarrow \text{PIB}$$

$$\downarrow \text{PIB}^* \rightarrow \downarrow \text{PIB} \rightarrow \text{Z}^{\text{PIB}} < 0$$

donde i , es la tasa de interés nominal, r , la tasa de interés real, I , el flujo de inversión, K , el stock de capital, PIB^* , el nivel de producto estructural, PIB , el nivel de producción corriente y Z^{PIB} , la brecha del producto.

Por supuesto, suponiendo inercia inflacionaria, y ya que esta no durara demasiado, la posibilidad de su existencia deja ver que los cambios en las decisiones de política monetaria y su duración, pueden convertirse en shocks con efectos permanentes, no transitorios, sobre el nivel estructural de producto. Es decir, los cambios en las decisiones de política económica, puede tener efectos de nivel sobre el componente estacional del PIB, por lo cual puede convertirse en variable importante que ayude a explicar las razones por las que este, sigue una caminata aleatoria.

2.2. CRECIMIENTO ECONOMICO

Hasta hace poco la visión macroeconómica Keynesiana tradicional de las fluctuaciones económicas se basaba en dos ideas. Por un lado, consideraba que los determinantes de largo plazo de las series del PIB se encuentran en factores de oferta agregada. Es decir, en el largo plazo, lo que determina el movimiento de esta serie son factores como los cambios tecnológicos, los cambios demográficos, la productividad de los factores, el entorno institucional, el sistema tributario, etc. Desde esta perspectiva, el movimiento de largo plazo del producto esta

determinado por la cantidad y eficiencia de los factores de producción existentes en la economía, y corresponde al valor de las variables cuando la economía se encuentra en estado estacionario o estable de largo plazo. Estos factores caracterizan el movimiento natural del PIB y, ya que este varía lentamente en el tiempo, la implicación en el largo plazo, es que el movimiento natural de este debe ser suave. Esto indica que las perturbaciones importantes de oferta ocurren infrecuentemente y entre periodos largos de tiempo. Este movimiento natural del PIB es lo que con frecuencia se llama componente permanente o de tendencia del producto.

Por otra parte, en el corto plazo, es la demanda agregada la que determina su comportamiento. Así, variaciones del gasto agregado caracterizan las fluctuaciones de la serie del producto en torno a su movimiento natural, constituyéndose así en desequilibrios temporales (reales) de la economía. La fluctuación de la serie del producto alrededor de su componente permanente es lo que se define como componente cíclica. De esta forma, las series macroeconómicas pueden verse como la suma de dos componentes: la componente permanente, caracterizada por factores de oferta de la economía, y la componente cíclica o transitoria, caracterizada principalmente por factores de demanda. Este punto será necesario tenerlo en cuenta al momento de analizar los resultados econométricos, ya que existen series en donde el componente cíclico será mucho más fuerte que el de tendencia y viceversa, lo que se verificara a través de la pruebas de raíces unitarias.

Dicha visión ha sido reforzada desde la publicación de los trabajos de Nelson y Plosser⁴⁶, en donde plantearon que la tendencia del PIB no sigue una tendencia uniforme, sino que por el contrario esta sujeta a grandes y frecuentes perturbaciones que afectan en forma permanente su nivel. Dado que dichas perturbaciones afectan en forma permanente el nivel estructural del PIB, las variaciones de la demanda agregada, que son de carácter transitorio, deben tener relativamente poca importancia en relación a las variaciones de la oferta agregada, que pueden ser de carácter permanente. Dicho razonamiento se basa en el modelo de Oferta Agregada – Demanda Agregada, en el cual el efecto de las perturbaciones de la demanda agregada desaparece con el tiempo porque la curva de oferta agregada a largo plazo es vertical, como se observa en la FIGURA 3. Por lo tanto, si el efecto de las perturbaciones es permanente, su fuente no debe ser la demanda agregada.

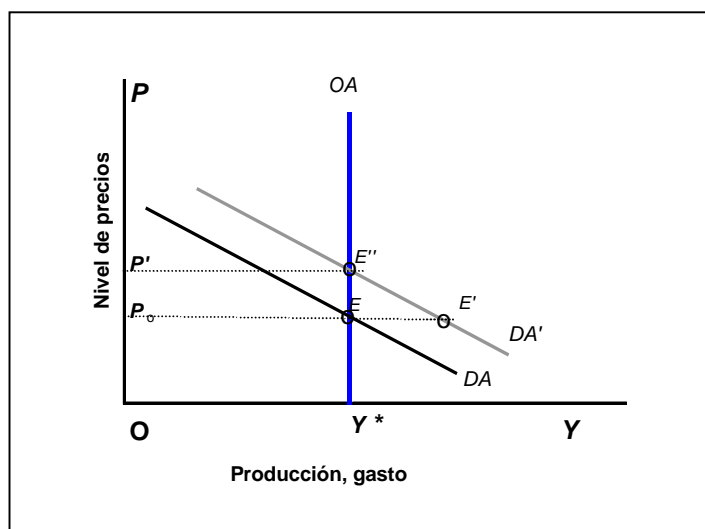
Nelson y Plosser mostraron que el PIB comprende tanto perturbaciones permanentes como perturbaciones transitorias, pero que en el proceso del PIB

⁴⁶ NELSON, Ch. R. y PLOSSER, Ch. I., Op. cit., p. 19.

predominan las perturbaciones permanentes, por lo cual este sigue una “caminata aleatoria”. Sus datos dieron vuelo al argumento de que la demanda agregada no era importante a la hora de explicar la economía. Por esto, actualmente se acepta la idea de que las perturbaciones que producen un efecto duradero son importantes para la economía.

Sin embargo, según otro punto de vista, se producen grandes perturbaciones de la oferta agregada relativamente permanentes, como innovaciones tecnológicas o crisis de precios de materias primas estratégicas para la economía como el

Figura 3. Curva de oferta agregada clásica.

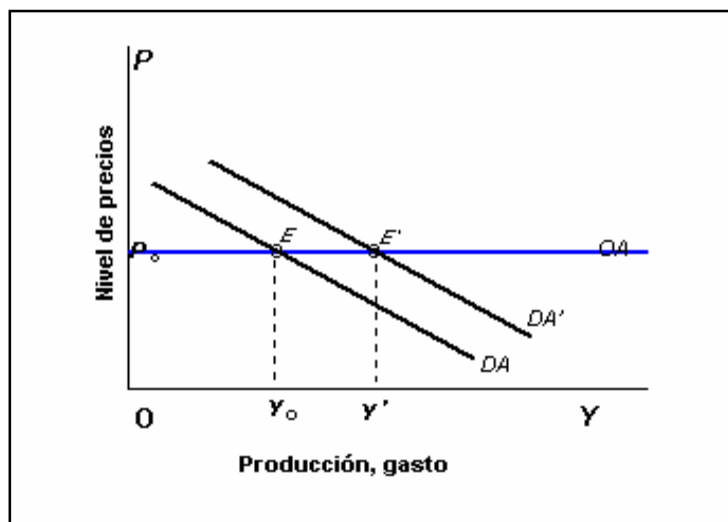


petróleo, pero solo en raras ocasiones; entretanto, predominan las perturbaciones de la demanda agregada. Pierre Perron es el defensor inicial de este punto de vista⁴⁷. Sostiene que aunque a veces se producen rupturas permanentes en la tendencia estructural del PIB, en subperíodos que duran décadas la economía experimenta importantes fluctuaciones a corto plazo en torno a la tendencia. Esta visión sostiene que hay grandes perturbaciones de la oferta agregada que son permanentes, pero infrecuentes, y que entre estas perturbaciones, las perturbaciones de la demanda agregada predominan en las fluctuaciones interanuales. Por lo tanto, el comportamiento del producto se verá afectado en el corto plazo por las perturbaciones de demanda agregada, dado que la curva de oferta agregada Keynesiana o de corto plazo es horizontal. Desde el punto de vista Keynesiano esta es la explicación fundamental de los ciclos. Véase la figura 4.

⁴⁷ Para evidencia sobre este punto de vista, un artículo influyente pero difícil, de PERRON, Pierre. The Great Crash, the Oil Shock and the Unit Root Hypothesis. En : Econometrica (Nov. 1989); pag. 63-79.

En este contexto teórico, una primera aproximación a los determinantes del crecimiento económico Colombiano de largo plazo, el cual se supone determinado por factores de oferta, y al de su desaceleración en la última parte del siglo veinte (como puede observarse en el cuadro 3), puede hacerse mediante la llamada “contabilidad del crecimiento”. Esta se basa en cifras de cuentas nacionales.

Figura 4. Curva de oferta agregada Keynesiana.



Supone, siguiendo la tradición iniciada por Solow⁴⁸ que la producción agregada es una función Cobb-Douglas⁴⁹ (con las propiedades convencionales) del capital⁵⁰ (toda clase de capital físico privado y público, incluyendo infraestructura) y del trabajo (calificado y no calificado), de tal forma que los motores del crecimiento total son la acumulación de capital, el incremento de la población trabajadora, y el “aumento de la productividad multifactorial”, entendido como el “residuo de Solow”⁵¹.

⁴⁸ SOLOW, R. Technical Change and the Aggregate Production Function. En : Review of Economics and Statistics (Agost. 1956); pag. 253.

⁴⁹ Una función de producción del tipo Cobb-Douglas, donde se supone que el PIB real (Y) sostiene, en periodos más o menos largos, una relación funcional con el capital real agregado disponible (K) y con una medida de la población económicamente activa (L) en unidades de eficiencia (una medida que transforma unidades de fuerza laboral no calificada en calificada, AL) así:

$$Y = K^{\alpha} (AL)^{1-\alpha}; 0 < \alpha < 1 \quad \text{donde } \alpha \text{ es la elasticidad del producto al capital.}$$

⁵⁰ Fijo en el corto plazo, pero acumulable en el largo plazo.

⁵¹ El residuo de Solow explica todas las variaciones de la productividad que no son atribuibles a la acumulación de capital y al crecimiento de la mano de obra, sino a la productividad total de los factores (PTF, progreso técnico) así:

$$\frac{\Delta A}{A} = \frac{\Delta Y}{Y} - [(1 - \theta) \times \frac{\Delta N}{N}] + (\theta \times \frac{\Delta K}{K}) \quad \text{Donde } \theta \text{ es la participación del capital (K/Y) y } 1 - \theta \text{ la participación del factor trabajo (N/Y) en la economía. } \frac{\Delta A}{A} \text{ es el residuo de Solow.}$$

De acuerdo con ello, la desaceleración del crecimiento económico Colombiano en los últimos decenios (y sin tener en cuenta la recesión de fin de siglo) se deriva de la reducción del residuo de Solow, puesto que no han perdido velocidad, más bien lo contrario, las expansiones del capital y del trabajo.

Cuadro 3. El crecimiento económico Colombiano.

El crecimiento económico Colombiano 1905-2000 (incremento % anual medio)					
	PIB real (precios de 1975)	PIB real (precios de 1994)	Población	PIB per capita (precios de 1975)	PIB per capita (precios de 1994)
1905-2000	4,56	4,72	2,34	2,18	2,33
1905-1924	5,43	5,43	1,96	3,40	3,40
1925-1950	4,42	4,42	2,21	2,16	2,16
1950-1975	4,94	5,02	2,88	1,99	2,08
1976-2000	3,52	4,04	2,18	1,31	1,82

Cálculos GRECO con base en cifras de población de Flórez (2000, y sus revisiones posteriores) y cifras de PIB de CEPAL (1957), Banco de la República y DANE, y estimaciones del PIB de 1905-24 de GRECO. Cifras anuales, metodologías y fuentes en Anexo general de GRECO en CD ROOM (2002).

Como se puede deducir de la cuadro 4, la economía Colombiana sufrió cambios que se pueden denominar “estructurales” en los factores que determinaron el

Cuadro 4. La contabilidad del crecimiento.

Contabilidad del crecimiento (Variaciones porcentuales medias) Valores del PIB y del capital a precios de 1975				
	Δ PIB = (2) + (3) + (4) (1)	α Δ Capital (2)	(1-α)ΔPEA (3)	(1-α)ΔA (4)
1905-1996	4,74	1,40	1,43	1,90
1905-1924	5,43	0,52	1,14	3,77
1925-1950	4,42	1,06	1,11	2,25
1950-1975	4,94	1,89	1,55	1,50
1925-1975	4,75	1,47	1,34	1,94
1976-1996	4,07	2,04	1,94	0,09

Nota: se supone que el PIB es una función Cobb-Douglas del capital y el trabajo (con las propiedades neoclásicas convencionales), y que la elasticidad del producto al capital (α) es 0,42. Fuente: GRECO (2002, Introducción, pp. 13-16). La insuficiencia de datos sobre capital humano ayuda a explicar este tipo de “contabilidad”.

crecimiento a lo largo de todo el siglo pasado. Durante casi todo el siglo XX el principal motor del aumento del producto total fue el cambio técnico (ΔA). Pero este motor fue perdiendo potencia, y con esto se redujo la velocidad del crecimiento del producto por habitante. En este sentido, la acumulación de capital ($\Delta \text{Capital}$) y el incremento de la población trabajadora ($(1-\alpha)\Delta PEA$) fueron ganando importancia relativa como factores determinantes del aumento del producto total, donde α es la elasticidad del producto al capital (estimado en 0,42) y $1-\alpha$ la elasticidad del producto a factores diferentes al capital (ΔPEA y ΔA).

Así, la contabilidad del crecimiento se convierte en camino obligado para interpretar los cambios estructurales que ha sufrido la economía, basándose para su análisis en la cantidad y calidad de los factores de oferta de que se dispone, que se suponen son determinantes del crecimiento del producto total y por habitante en el largo plazo. En este sentido, los factores de oferta agregada se convierten en determinantes estructurales del PIB potencial estimado.

Sin embargo, en raras ocasiones el nivel de producto estructural o potencial es idéntico al efectivo o realizado. Por el contrario, dado que en el corto plazo este último es determinado por el gasto agregado, su nivel es inferior o superior al potencial. Por esto, cuando el nivel de producto corriente se halla por arriba del nivel estructural, indica que la demanda agregada es mayor a la oferta de capacidad plena, lo cual es visto como una fuente de presiones inflacionarias, por lo que se hace esencial la estimación de la utilización máxima factorial que evite la aparición de presiones inflacionarias.

El diferencial entre el nivel estimado de producto potencial y el PIB efectivo es denominada brecha del producto⁵², la cual es una variable esencial que determina en el corto plazo la evolución de los precios y los salarios. Dado que el nivel de producción efectiva es determinado en el corto plazo por la demanda, la brecha es un indicador de desequilibrio entre la oferta potencial y la demanda. Técnicamente, el producto potencial se asocia con el componente permanente del producto. La brecha corresponde al componente transitorio, y se asocia con el ciclo económico. Por lo tanto es un diferencial generado en el corto plazo por la demanda agregada y se entiende como la presencia de un desequilibrio real en la economía.

En este sentido, la evaluación de los desequilibrios reales, entendida como el examen de la utilización agregada de los recursos, permite un diagnóstico preciso

⁵² La brecha del producto se define como el producto actual menos el producto potencial relativo al producto potencial, $(Y - Y^*) / Y^*$, en porcentaje.

de la fase en que se encuentra una economía en el ciclo económico. De esta forma es posible determinar la presencia de presiones inflacionarias y el crecimiento potencial de la economía.

El examen de los desequilibrios reales se efectúa tradicionalmente a partir de la determinación del producto potencial y de la brecha que lo separa de la producción corriente, (GAP). El tamaño de los desequilibrios reales permite hacer inferencia acerca de la estructura de la economía a partir de análisis de los movimientos comunes de esta y de sus respuestas ante diferentes tipos de “shocks”, entre ellos de política monetaria.

Por lo tanto, el concepto de brecha expresa un desequilibrio real (“shock”), en otras palabras, una medida de la distancia que separa al producto corriente de su nivel de equilibrio de largo plazo, como el observado en el figura 2, considerando este ultimo como un producto potencial o un producto de capacidad plena.

Empíricamente la brecha se expresa como la desviación del producto actual con relación a la tendencia, aunque las diferentes definiciones de equilibrio llevan a diferentes formas de cálculo. Así, una brecha positiva significa un producto por encima de la tendencia; igualmente, una brecha negativa implica un nivel de producto efectivo por debajo de la tendencia.

Tanto los monetaristas como la nueva escuela clásica hacen grandes avances en el análisis de la oferta agregada, y por lo tanto de los determinantes reales del producto. Para las dos escuelas de pensamiento, la preocupación fundamental continua siendo la relación entre los cambios en precios (y las expectativas de inflación) y la separación transitoria entre la cantidad corriente ofrecida y la cantidad ofrecida ideal que pudiera darse si los salarios y los precios fueran flexibles y las expectativas se cumplieran plenamente. Por lo tanto, la medición de la brecha entre el producto efectivo y el producto potencial se lleva a cabo con el fin de verificar si la economía se encuentra en un nivel insostenible de utilización de recursos.

Por el contrario, para la teoría del ciclo económico real⁵³, el producto corriente es siempre igual al potencial, por lo que su énfasis se centra en la determinación de las variaciones de este ultimo.

⁵³ Para obtener más información sobre el enfoque de los ciclos económicos reales, vease AIYAGARI, S. Rao. On the Contribution of Technology Shocks to Business Cycles. En : Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review (1994) No. 22; COCHRANE, Jhon H. Shocks. En : Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy (1994) No. 17; y WATSON, Mark W. Measures of Fit for Calibrated Models. En : Journal of Political Economy (Dic. 1993) No. 45. Para una convincente visión negativa de la teoría de los ciclos económicos reales, véase SUMMERS, Lawrence. Some Skeptical Observations on Real Business Cycle

Hoy en día se acepta que la brecha del producto puede surgir de “shocks” de demanda (brecha positiva) o de oferta (brecha negativa)⁵⁴. A pesar de que las consecuencias sobre la brecha del producto pueden ser similares en el corto plazo sin importar cual es la fuente, las implicaciones de largo plazo pueden ser diferentes si se trata de un “shock” de oferta sobre los niveles no inflacionarios de producto.

2.3. POLITICA MONETARIA

La política monetaria consiste en la manipulación por parte del banco central de la cantidad (o el precio) de algunos de sus pasivos (activos de caja o reservas) a fin de provocar cambios en las partidas más liquidas del balance de los bancos que les lleven a su vez a cambiar la cantidad (o el precio) de algunos de sus activos (crédito) y pasivos (depósitos), de modo que cambien las decisiones del público (consumo, inversión, etc.), a fin de alterar alguna variable considerada como objetivo último (producto nominal, tasa de inflación, etc.). Estos serían en términos generales los canales de transmisión de la política monetaria, los cuales consisten fundamentalmente del cambio de ciertas variables (cantidades o precios)⁵⁵.

En Colombia el principal instrumento de control monetario por parte del Banco de la República desde finales de la década de los noventa es la tasa de interés, seguida de los agregados monetarios (por cuestiones prácticas, la base monetaria).

La versión más sencilla del papel del dinero en una economía viene dada en la ecuación de cambio de la Teoría Cuantitativa:

$$MV = PY \quad (1)$$

En la que **M** es la cantidad nominal de dinero, **V** su velocidad de circulación (el número de veces que rota en la economía), es decir, la inversa de la demanda de dinero por unidad de producto, **P** el nivel de precios y **Y** el producto real, o en forma alternativa, el volumen de transacciones en la economía. Supuesta la exogeneidad de **M** (es decir, de la oferta monetaria), la estabilidad de **V** y la

Theory. En : Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review (1986) No. 37. Véase también PLOSSER, Charles. Understanding Real Business Cycles y MANKIW, N. Gregory. Real Business Cycles: A New Keynesian Perspective. Ambos en : Journal of Economic Perspectives (1989) No. 73.

⁵⁴ Desde luego un shock de oferta, como uno tecnológico, elevaría permanentemente el PIB potencial, pero transitoriamente sobre el producto corriente; el PIB corriente terminaría por ajustarse al nuevo nivel de producción estructural.

⁵⁵ ARGANDOÑA, A., AMIAN., C. G. y MORCILLO, F. M. Macroeconomía avanzada I: modelos dinámicos y teoría de la política económica. Madrid : Mc Graw Hill, 1996. p. 9 - 10.

independencia de **Y** respecto a **M**, esta ecuación hace explícita la neutralidad del dinero y el carácter monetario de la inflación.

De esta forma, la ecuación (1) relaciona el nivel de precios y el nivel de producción con la cantidad de dinero. La ecuación cuantitativa se convirtió en la “teoría cuantitativa clásica del dinero” cuando se afirmó que tanto **V**, la velocidad-renta del dinero, como **Y**, el nivel de producción, eran fijos. Se consideró que la producción real era fija porque la economía se encontraba en el nivel de pleno empleo y se supuso que la velocidad no variaba mucho. Ninguno de estos dos supuestos se cumplen en la realidad. Si tanto **V** como **Y** son fijos, el nivel de precios es equiproporcional a la cantidad de dinero. Por lo tanto, la teoría cuantitativa clásica es una teoría de la inflación.

Dado que la teoría cuantitativa clásica es la proposición de que el nivel de precios es proporcional a la cantidad de dinero:

$$P = \frac{V \times M}{Y} \quad (2)$$

Si **V** se mantiene constante, las variaciones de la oferta monetaria se traducen en variaciones proporcionales del PIB nominal, **P** x **Y**. Por esto, cuando se aplica la función de oferta (la curva de oferta agregada vertical) del caso clásico, **Y** se mantiene fijo y las variaciones del dinero se traducen en variaciones del nivel general de precios, **P** (figura 3).

Sin embargo la ecuación (1) carece de mecanismos de transmisión, dado que no ofrece pistas de cómo puede afectar un cambio en **M** al nivel de precios.

Los modelos de corte Keynesiano incluyen algún canal de transmisión de la política monetaria. Hicks⁵⁶ introduce el del tipo de interés. A partir de la condición de equilibrio en el mercado de dinero:

$$\frac{M}{P} = L(i, Y) = L(r + P^e, Y) \quad (3)$$

En que **L** es la función de demanda de dinero e **i** el tipo de interés nominal (igual al tipo real, **r**, más la tasa esperada de inflación, **P^e**); un aumento que se supone exógeno de la cantidad de dinero desequilibra la composición de la cartera del

⁵⁶ HICKS, J. R. Op. cit., p. 17.

publico (exceso de oferta de dinero); para recomponerla, el público aumenta la demanda de bonos (que se supone es el único activo financiero alternativo al dinero), lo que provoca la elevación de su precio y la reducción del tipo de interés. Esto a su vez, aumenta el atractivo de los activos reales y, de este modo, aumenta la inversión (y, en su caso, el consumo de bienes duraderos). Otro canal también considerado en los modelos Keynesianos es el efecto riqueza⁵⁷: los cambios en el valor del dinero y de los activos financieros pueden modificar el valor de la riqueza y, en consecuencia, afectan a las decisiones de consumo.

Para los modelos Keynesianos de Demanda Agregada-Oferta Agregada, la curva de oferta agregada Keynesiana, considerada de corto plazo, tiene implícita la rigidez nominal de los precios por lo menos en el corto plazo. Así, la curva de oferta agregada tiende a ser horizontal e implicaría la posibilidad de que la utilización de políticas expansivas de la demanda agregada, como la política monetaria, incrementaría el producto sin elevar los precios.

Por lo tanto, la utilización de política monetaria expansiva ocasionaría el llamado efecto liquidez de la expansión monetaria, ya que el exceso de oferta monetaria induciría la reducción de la tasa de interés nominal y real, lo cual elevaría la demanda de dinero, equilibrando así el mercado monetario al igualar la oferta monetaria a la demanda de dinero. Con precios rígidos e inflación esperada nula, el tipo de interés nominal coincide con el real al no existir expectativas de inflación; por tanto, son ambos tipos los que se reducen, a consecuencia de la expansión monetaria.

Enseguida, la caída del tipo de interés real conducirá, probablemente con algún retraso, un aumento del volumen de producción. El mayor nivel de producción, que implica un mayor nivel de renta, eleva la demanda de dinero, por lo que el tipo de interés deberá aumentar también⁵⁸. Este es el denominado efecto renta. Es de notar, que los efectos combinados de liquidez y renta, determinan un nivel de interés inferior al original: en esto se basaba el optimismo Keynesiano sobre la posibilidad de que la política monetaria tuviese efectos duraderos sobre la producción, es decir, que el dinero no fuese neutral ni siquiera en el largo plazo.

⁵⁷ PATINKIN, D. Money, interest and prices: An Integration of Monetary and Value Theory. 2 ed. Evanston : Row Peterson, 1965. p. 154.

⁵⁸ Es de recordar que las dos variables fundamentales que determinan el incremento de la demanda de dinero, es el incremento en la renta y la reducción de la tasa de interés real.

En realidad, la curva de oferta agregada no es horizontal en el corto plazo, por lo que ocurre un incremento del nivel de precios. Por tanto, el efecto renta anula el efecto liquidez, y se cumple la neutralidad del dinero en el largo plazo, ya que solo se modifican variables nominales.

Los modelos monetaristas presentan, respecto de los Keynesianos, diferencias pequeñas pero significativas. Su gama de activos es mas amplia, lo que implica también una variedad de tipos de interés (cada activo tiene el suyo, implícito o explícito). El mecanismo de transmisión de la política monetaria pasara, de modo simultaneo o sucesivo, por el reajuste en la cartera de todos esos activos, empezando por los que son sustitutivos próximos del dinero (los bonos de rendimiento nominal fijo y reducido riesgo de impago, como la deuda publica). Los procesos de reajuste de cartera consistirán en operaciones de compra y venta de distintos activos, con lo que sus tipos de interés experimentaran movimientos en distintas direcciones.

En los modelos de la nueva economía clásica, con expectativas racionales y precios flexibles, la distinción entre cambios esperados y no esperados en la cantidad de dinero es relevante. En efecto, un aumento esperado de la cantidad de dinero se traducirá inmediatamente en un aumento proporcional en el nivel de precios, dejando intacta la cantidad real de dinero (M/P) y, por tanto, sin efectos sobre las variables (incluido el tipo de interés real). El mecanismo de transmisión no incluye pues, cambios en el tipo de interés y en el precio de los activos financieros. Por el contrario, cambios no esperados en la cantidad de dinero tendrán efectos reales, a través de la función de oferta de Lucas⁵⁹:

$$y_t = \hat{y}_t + (m_t - E_{t-1}m_t) \quad (4)$$

En que \hat{y} es la producción real de pleno empleo, m la cantidad de dinero y $E_{t-1}m_t$ la expectativa racional de m_t con la información disponible en $t-1$. No obstante estos autores no explican cual es el mecanismo de transmisión en este caso.

Para los nuevos clásicos la eficacia de la política monetaria queda relegada a cambios no esperados en la cantidad de dinero, lo que, con expectativas racionales, excluye cualquier acción monetaria sistemática (por ejemplo, una

⁵⁹ LUCAS, R. E. Expectations and the neutrality of money. En : Journal of Economic Theory (1972) No. 4.

expansión monetaria cuando la economía entra en recesión, o una contracción cuando se acelera)⁶⁰. Solo cabe un papel para el dinero cuando los agentes privados, careciendo de información completa, confunden cambios en precios absolutos con cambios en precios relativos.

Es por este contexto teórico, que parece sorprendente que después de tantos años de llevarse a cabo políticas estabilizadoras, se sostenga que estas no son eficaces. Pero, tal vez no debiera ser tan sorprendente: las economías de todos los países conocen periodos, a veces largos, de crecimiento inferior al potencial, desempleo superior al natural, inflación elevada, excesivo déficit o superávit en cuenta corriente, etc., sin que las políticas empleadas parezcan dar resultados positivos.

La causa de esos desequilibrios persistentes puede ser la falta de voluntad política para corregirlos o la existencia de restricciones que impiden la adopción de las políticas apropiadas; pero también puede ocurrir que las políticas adoptadas no sean “eficaces”.

En las discusiones tradicionales acerca de la eficacia de la política monetaria, los objetivos suelen establecerse en términos de nivel, tasa de crecimiento o desviación del producto. Desde este punto de vista, una política es eficaz solo si es capaz de influir, a corto o a largo plazo, transitoria o permanentemente, sobre el producto (su nivel, su tasa de crecimiento, su desviación respecto del producto potencial o su variabilidad). Es decir, sobre variables reales (producto, consumo, inversión, tipo de interés real, tipo de cambio real, empleo, etc.), pues un cambio en el producto afecta esas variables y viceversa. Por lo tanto, una política determinada no es efectiva cuando no tiene efectos sobre las funciones de distribución de probabilidad conjunta de las variables reales.

El punto de partida de los debates acerca de la eficacia de la política monetaria, es la neutralidad del dinero a largo plazo mencionada anteriormente. Que el dinero sea neutral, significa que solo afecta a variables nominales (nivel de precios, cantidad de dinero), pero no a variables reales. Por lo tanto, la política monetaria es “eficaz” en este contexto solo para controlar la inflación.

Pero la neutralidad del dinero, que es ampliamente admitida en el largo plazo, no tiene porque darse en el corto plazo. Si el dinero no es neutral a corto plazo,

⁶⁰ BARRO, R. J. Rational expectations and the role of monetary policy. En : Journal of Monetary Economics No.2 (1976).

afecta a variables reales y, por lo tanto, la política monetaria será eficaz. Esto implica que es posible usar la política monetaria para impulsar una economía que ha entrado, o se teme que vaya a entrar, en una fase de recesión, o para reducir un nivel de desempleo demasiado alto. Este efecto será transitorio, pues en definitiva, la curva de Phillips moderna, ampliada con expectativas de inflación (o de oferta agregada) es, a largo plazo, vertical, y lo único que queda al final, es el efecto permanente o estructural en precios.

Por lo tanto, si la política monetaria es eficaz, aunque sea de modo transitorio y a corto plazo, las restricciones monetarias instrumentadas para reducir la tasa de inflación⁶¹, tendrá efectos sobre variables reales, como se observa en la realidad.

De este modo, por el lado de la demanda agregada, un incremento de la tasa de interés de política provoca una desviación de la tasa de interés real de su tendencia de largo plazo. Esta desviación causa una disminución de la tasa de crecimiento y en el nivel del producto.

$$\uparrow i \rightarrow \uparrow r > r^* \rightarrow \downarrow \Delta \text{PIB} \rightarrow \downarrow \text{PIB}$$

Donde r^* es la tasa de interés real estructural o de largo plazo y ΔPIB es la tasa de crecimiento del PIB corriente.

Así mismo, por el lado de la oferta agregada, un incremento en la tasa de interés de política provoca una desviación de la tasa de interés real de su tendencia de largo plazo. Esta desviación causa disminución en el crecimiento de la inversión, reduciendo los niveles de inversión, capital y producto potencial. Una caída en el producto potencial ocasiona una caída en el producto corriente.

$$\uparrow i \rightarrow \uparrow r > r^* \rightarrow \downarrow \Delta I \rightarrow \downarrow K \rightarrow \downarrow \text{PIB}^* \rightarrow \downarrow \text{PIB}$$

Donde ΔI es la variación del flujo de inversión.

Si el efecto del choque de la tasa de interés de política sobre la demanda agregada es mayor que el efecto sobre la oferta agregada, esto hace que la brecha del producto sea negativa, provocando una caída en la inflación.

$$Z^{\text{PIB}} < 0 \rightarrow \downarrow \pi$$

⁶¹ En un contexto de políticas de inflación objetivo o de “Inflation Targeting”.

Siendo Z^{PIB} , como se menciono antes, la brecha del producto y π la inflación.

De acuerdo con la Ley de Hicks⁶², los saldos y el crecimiento de los medios de pago (como M1) guardan una relación de equivalencia con el saldo y el crecimiento del crédito en la economía. En este caso, los medios de pago se constituyen en indicador adecuado de la demanda agregada cuando evoluciona paralelo al crédito. Si este no es el caso, los medios de pago solo representan una sustitución de activos y dejaría al crédito como único índice de la demanda agregada. La sustitución de activos representa el hecho de que los agentes del sistema financiero no traducen la mayor oferta de dinero en incrementos equivalentes de la cartera de créditos, sino que dedican este exceso de oferta monetaria al incremento de sus posiciones en moneda extranjera y en títulos públicos.

Dado que un incremento de los saldos monetarios reales (M/P), inducido por un incremento de la oferta monetaria nominal (M) provoca un desequilibrio de las carteras del publico, las tasas de interés deben disminuir y esta reducción de la tasa de interés altera (incrementa) la demanda agregada. Si el desequilibrio de las carteras, ocasionado por el exceso de oferta monetaria con relación a la demanda de dinero, no altera significativamente los tipos de interés, por cualquier razon⁶³, o si el gasto agregado (vía inversión) no responde a las variaciones de los tipos de interés, no existiría relación entre el dinero y la produccion⁶⁴. Por esto, para que halla conexión entre la oferta de saldos monetarios del Banco Central y la producción vía variaciones de los tipos de interés, es necesario que los bancos irrigen el efectivo, es decir que presten. Si ello no es así, se perdería el principal mecanismo de transmisión de la política monetaria, ya que la eficacia de la política monetaria depende en gran medida de la “elasticidad” de la demanda de dinero respecto del tipo de interes⁶⁵. Así, cuando el crédito se raciona⁶⁶, el tipo de interés no es un indicador fiable de la política monetaria, por lo cual, el tipo de interés no

⁶² HICKS, J. R. Op. cit., p. 17.

⁶³ Por ejemplo por imperfecciones y poco desarrollo del mercado de capitales. En este sentido, si el sistema financiero es oligopólico y poco competitivo, tendrá pocos incentivos para reducir el tipo de interés ante incrementos de la oferta monetaria.

⁶⁴ Esta conducta no representaría el comportamiento dinámico normal del gasto ante disminuciones (incremento) del tipo de interés, sino que correspondería a la forma como están organizadas las instituciones y los agentes dentro del mercado de dinero. Especialmente estaría determinado por un sistema financiero poco competitivo y desarrollado.

⁶⁵ Explicita en una función simple de demanda de dinero así: $L = kY - h\dot{i}$; donde k y $h > 0$ reflejan la sensibilidad de la demanda de saldos monetarios reales (L) al nivel de renta y al tipo de interés, lo cual implica que dado el nivel de renta (Y), la cantidad demandada de saldos reales es una función decreciente del tipo de interés (\dot{i}).

⁶⁶ En los términos descritos por Stiglitz, Op. cit., p. 8.

describiría totalmente la influencia de la política monetaria en la inversión y en la demanda agregada.

En este sentido, dado que en momentos de recesión persistente, la economía empieza a operar por debajo de su nivel de producción potencial, ya que la oferta es determinada en el corto plazo por una demanda agregada, que es débil y que además es inferior al nivel de oferta plena, la política monetaria practicada por el Banco de la Republica, que se orienta solo a mantener un crecimiento de los medios de pago similar al crecimiento del ingreso nominal ($\pi + \Delta \text{PIB}$) es en la práctica recesiva e implica sostener un crecimiento de la demanda agregada inferior al crecimiento de la producción y el ingreso.

Esta política sigue claramente lineamientos monetaristas, cuyos principios básicos son:

- ❑ El dinero es importante para explicar procesos inflacionarios.
- ❑ Tienen una regla de crecimiento monetario; en tal sentido, la política monetaria se gestiona mejor estableciendo una tasa constante de crecimiento monetario que con una política discrecional.
- ❑ Se deben tener unos objetivos monetarios: política monetaria se gestiona mejor fijando objetivos para el crecimiento del dinero que unos objetivos para el tipo de interés.
- ❑ Política monetaria afecta la economía con retardos largos y variables.
- ❑ Monetaristas sostienen que ahorro privado es inherentemente estable y que la mayoría de las perturbaciones de la economía son provocados por políticas publicas erradas. Creen que cuanto menor sea la intervención del estado es mejor y que este tiene tendencia a crecer.
- ❑ Los tipos de cambios deben ser flexibles en lugar de fijos.

En Colombia, los canales de transmisión de la política monetaria, operan hoy en un contexto que hace dudar acerca de su eficiencia operacional y práctica para llevar a cabo políticas estabilizadoras.

Primero, la tasa de interés no es determinada por fuerzas conjuntas que pudieran considerarse para un mercado de capitales competitivo. Es decir, dado que el mercado de capitales Colombiano tiene poca profundidad y está poco desarrollado, su evolución fundamental se ha encaminado explícitamente hacia la bancarización, en un entorno en el que los bancos y demás intermediarios

financieros actúan en forma oligopolica⁶⁷, por lo cual tienen pocos incentivos para reducir las tasas de interés, en especial de colocación, con el fin de competir por los clientes en la colocación de su cartera de créditos. En este sentido, la evolución de la tasa de interés no es determinada por un sector financiero en franca competencia, sino por mecanismos que pudieran interpretarse mejor como “administrativos”, a través del cual el banco central fija una tasa denominada de referencia, “Lombarda” mínima y máxima de contracción y expansión, que sirven de referencia al sector, en la medida en que reflejan el costo que para este tendrá obtener liquidez directamente de la autoridad monetaria.

En este sentido, dado que para el sistema financiero, la tasa de interés de referencia del Banco de la República indica solo un costo (el costo de obtener liquidez), la reducción de esta no implica necesariamente una reducción de las tasas de colocación y del margen de intermediación, por lo cual, la reducción de esta no se refleja en el incremento de la demanda agregada vía consumo e inversión.

Segundo. La expansión monetaria por parte del banco central no se traduce necesariamente en mayor liquidez desde el sistema financiero hacia el sector real de la economía. Es evidente durante los últimos años, que un mayor nivel de liquidez del Banco de la República a través del sistema bancario, no se traduce en mayores niveles de crédito, sino en incrementos proporcionales en los portafolios de inversión especulativa, en moneda extranjera y títulos, especialmente públicos. Es decir, los excedentes de tesorería de las entidades financieras, financian la especulación vía oferta monetaria, por parte de estas con títulos públicos y posiciones en divisas extranjeras. Por lo tanto, se da la llamada sustitución de activos, por lo cual, la política monetaria no llega con la fuerza necesaria al sector real de la economía.

2.4. INFLACIÓN

El proceso inflacionario es entendido como un incremento sostenido en el nivel general de precios de la economía. Tal definición implica que esta debe ser entendida como un fenómeno esencialmente monetario en el largo plazo. De otro lado, al aceptarse la hipótesis que el producto natural está determinado por ciertas características de la oferta agregada, como se mencionó anteriormente, se podría suponer que una expansión de la demanda agregada mediante incrementos sostenidos de la oferta de dinero, conduce a una curva de Phillips⁶⁸ vertical en el

⁶⁷ SARMIENTO, Palacio E. El modelo propio: teorías económicas e instrumentos. Bogotá : Norma, 2002. p. 495.

⁶⁸ PHILLIPS, A. W. The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom, 1861 – 1957. En : *Económica* (Nov. 1958); pag. 2.

largo plazo, o lo que sería lo mismo, que la inflación es independiente del producto en el largo plazo⁶⁹.

Siguiendo este camino de análisis, se puede decir que para la toma de decisiones de política monetaria es fundamental distinguir entre cambios permanentes en la inflación, determinados por presiones de demanda y expectativas, y choques de oferta, asociados principalmente con movimientos en los precios relativos que tienen efecto transitorio sobre el nivel de inflación. El componente permanente de la inflación, por resultar de modificaciones en las expectativas de inflación y de expansiones monetarias excesivas, es responsabilidad del banco central y su política monetaria. En contraste, la influencia sobre la inflación de cambios específicos de los precios relativos, por ser fundamentalmente distorsiones de carácter transitorio, no debería llevar a cambios en la política de la autoridad monetaria ni ser considerados en una evaluación ex post sobre la efectividad de la misma.

En la mayoría de las economías, las distorsiones en la tasa de inflación provienen de precios volátiles, como son los del petróleo y los alimentos no procesados, y de precios de bienes y servicios no controlados de forma directa o indirecta por el sector público. En Colombia, por ejemplo, debido a que dentro de la canasta familiar tiene peso relevante el componente de alimentos (29,6%), y a los fuertes cambios en sus precios por variaciones bruscas en las condiciones climáticas que afectan la oferta agropecuaria, las variaciones en los precios de los alimentos afectan de manera especial el comportamiento de corto plazo de la inflación total. Dentro de este contexto, choques de una sola vez en el nivel general de precios o choques a algunos de los precios de los bienes que componen la canasta de bienes del IPC, no deben considerarse como inflación. Así, en el primer caso, un incremento del impuesto a las ventas y en el segundo caso un incremento del precio de la papa como resultado de una escasez del producto, no pueden considerarse como inflación. El primero porque no es un incremento sostenido en los precios, y el segundo porque es el crecimiento en el precio de un producto y no del nivel general de precios.

Por esta razón, para las decisiones de política monetaria es crucial la utilización de indicadores de inflación que reflejen exclusivamente presiones de demanda o modificaciones en las expectativas de inflación. Estos indicadores se conocen en la literatura como “inflación básica” o “subyacente”, para diferenciarlos de la inflación total en la cual se registran simultáneamente las presiones de demanda y

⁶⁹ La literatura internacional presenta evidencia que se podría considerar contundente de una alta correlación en el largo plazo entre inflación y crecimiento monetario; no así para el grado de asociación entre inflación y crecimiento del producto en el largo plazo.

oferta en la economía. Así, la inflación básica depende de la brecha del producto (GAP), por lo cual, aunque las presiones de demanda agregada tienen efecto solo cíclico en el nivel de producto, sus efectos sobre la inflación son de nivel o de largo plazo al alterar las expectativas de los agentes económicos. Por lo tanto, en periodos en los cuales el producto observado excede el producto potencial, la inflación básica tiende a subir. Por el contrario, cuando el producto potencial excede el producto observado, la inflación básica tendera a bajar.

La ecuación (5) ofrece una descripción útil pero estática, de lo que en realidad es un proceso dinámico, a través de la curva de oferta agregada, la cual describe el mecanismo de ajuste de los precios de la economía del corto al largo plazo.

$$P_{t+1} = P_t [1 + \lambda (Y - Y^*)] \quad (5)$$

donde P_{t+1} es el nivel de precios del próximo periodo, P_t es el nivel de precios actual, λ es el ritmo de ajuste de los precios⁷⁰, Y es el nivel de producción corriente y Y^* es el producto potencial. La ecuación (5) encierra una idea muy sencilla: si la producción es igual a la potencial, como se menciono anteriormente, los precios suben y son mas altos en el siguiente periodo; si la producción es inferior a la potencial, los precios descienden y son mas bajos en el siguiente periodo. Así, los precios continúan subiendo o bajando a lo largo del tiempo hasta que la producción retorna a su nivel potencial. El nivel futuro de precios es igual al actual si y solo si la producción es igual a la potencial.

Este punto de vista es consecuente con el enfoque de las expectativas adaptativas, para la cual los agentes económicos ajustaran sus expectativas a la luz de los sucesos pasados mas recientes. Por ejemplo, para Colombia, el nivel salarial se fija en relación al nivel de inflación inmediatamente anterior, por lo cual se estaría dejando de lado el importantísimo papel que desempeñan las expectativas “racionales” sobre los precios.

En 1958, A. W. Phillips, que era por entonces profesor de la London School of Economics, publico un extenso estudio sobre la conducta de los salarios en el Reino Unido durante los años 1861 – 1957. El principal resultado de su artículo es que la curva de Phillips es una relación inversa entre la tasa de desempleo y la tasa de aumento de los salarios monetarios. Por lo que, cuanto más alta es la tasa de desempleo, más baja es la tasa de inflación de los salarios. Por lo tanto,

⁷⁰ Donde entraría a evaluarse la presencia de inercia inflacionaria o rigidez nominal de los precios en el corto plazo, o por el contrario, flexibilidad automática en los precios como lo propone la escuela de expectativas racionales.

según Phillips, existe una disyuntiva (trade off) entre la inflación de los salarios y el desempleo.

La curva de Phillips muestra que la tasa de inflación de los salarios disminuye cuando aumenta la tasa de desempleo. Suponiendo que W_t es el salario de este periodo y W_{t+1} el salario del próximo periodo, la tasa de inflación salarial, g_w , se define de la forma siguiente:

$$g_w = \frac{W_{t+1} - W_t}{W_t} \quad (6)$$

Si u^* representa la tasa natural de desempleo⁷¹, es posible formular la sencilla curva de Phillips de la forma siguiente:

$$g_w = -\epsilon (u - u^*) \quad (7)$$

donde ϵ mide la sensibilidad de los salarios al desempleo. Esta ecuación establece que los salarios descienden cuando la tasa de desempleo es superior a la natural, es decir, cuando $u > u^*$, y suben cuando el desempleo es inferior a la tasa natural.

Sin embargo, la sencilla relación de la curva de Phillips se vino abajo a partir de los años 60, tanto en gran Bretaña como en Estados Unidos. Algo faltaba en la sencilla curva de Phillips y es la inflación esperada o prevista. Cuando los trabajadores y las empresas negocian los salarios, les interesa el valor real del salario, por lo que ambas partes están más o menos dispuestas a ajustar el nivel de salario nominal para tener en cuenta la inflación que esperan durante el periodo de vigencia del convenio, por lo que el desempleo no depende del nivel de inflación sino del exceso de inflación sobre la esperada.

Se puede expresar de nuevo la ecuación (7), que es la curva inicial de Phillips que relaciona los salarios y la inflación, para mostrar que lo que importa es el exceso de inflación de los salarios con respecto a la inflación esperada:

$$(g_w - \pi^e) = -\epsilon (u - u^*) \quad (8)$$

donde π^e es el nivel de inflación esperada de precios. Si se tiene el supuesto de que el salario real es constante, la inflación efectiva, π , será igual a la inflación de

⁷¹ Existe una estrecha relación entre la tasa natural de desempleo, u^* , y la producción potencial, Y^* .

los salarios. Por lo tanto, la ecuación correspondiente a la versión moderna de la curva de Phillips, la curva de Phillips con expectativas sobre la inflación, es:

$$\pi = \pi^e - \epsilon (u - u^*) \quad (9)$$

La curva de Phillips moderna tiene dos propiedades:

- ❖ La inflación esperada se refleja en su totalidad en la inflación efectiva.
- ❖ El desempleo se encuentra en su valor de tasa natural cuando la inflación efectiva es igual a la esperada.

Las empresas y los trabajadores ajustan sus expectativas sobre la inflación a la luz de su historia reciente. Las curvas de Phillips a corto plazo reflejan el nivel de inflación esperada. El papel de la inflación esperada añade así, como elemento que desplaza la curva de Phillips, otro mecanismo de ajuste automático al lado de la oferta agregada de la economía. Cuando una elevada demanda agregada traslada a la economía en sentido ascendente y hacia la izquierda a lo largo de la curva de Phillips a corto plazo, hay inflación. Si esta es persistente, la gente acaba esperando que haya inflación en el futuro (π^e aumenta) y la curva de Phillips a corto plazo se desplaza en sentido ascendente.

La curva de Phillips con expectativas (adaptativas) tiene un gran error intelectual. Predice que la inflación efectiva aumentará respecto de la inflación esperada cuando el desempleo desciende y sea inferior a la tasa natural de desempleo. Por esto, la relación de la curva de Phillips depende precisamente de que la gente se equivoque sistemáticamente sobre la inflación de una forma predecible. En efecto, si el público sabe que ante descensos del desempleo por debajo de su valor natural o estructural, lo que implicaría que la producción efectiva es superior a la potencial y que por tanto la brecha del producto (GAP) es positiva, la tasa efectiva de inflación no debe ser diferente de la esperada. Esto sería predecible, ya que una brecha de producto positiva implicaría la presencia de fuentes de presiones inflacionarias en la economía. Tal descripción sería coherente con el equilibrio de largo plazo de la economía, por lo que parece que es aplicable al corto plazo. Por lo tanto, la política monetaria solo afectaría la inflación y no a la producción o al desempleo.

Robert Lucas⁷², al introducir la idea de las “expectativas racionales” en macroeconomía, modificó el argumento de las expectativas adaptativas

⁷² LUCAS, Robert E. Some International Evidence on Output – Inflation Tradeoffs. En : American Economic Review (Jun. 1973); pag. 234. La idea general de las expectativas racionales se atribuye a Jhon

estableciendo el papel de los errores. Lucas sostiene que un buen modelo económico no debe basarse en el hecho de que el público comete errores fácilmente evitables. Por lo tanto, en la medida en que se hagan predicciones basadas en la información de que dispone el público, los valores que atribuimos a π^e deben ser iguales a los valores de π que predice el modelo. Mientras que los cambios imprevistos del crecimiento del dinero alteran el desempleo, no ocurre así con los cambios predecibles.

Por lo tanto, en el modelo de expectativas racionales la curva de Phillips a corto plazo fluctúa en respuesta a la información existente sobre el futuro inmediato. Ambos modelos (curva de Phillips con expectativas adaptativas y racionales) coinciden en que si el crecimiento monetario aumentara permanentemente, la curva de Phillips se desplazaría en sentido ascendente a largo plazo, por lo que la inflación aumentaría sin que variara a largo plazo el desempleo y la producción. La diferencia entre los dos es de tipo intertemporal, ya que para la escuela de expectativas racionales, el ajuste es inmediato, en cambio para la escuela de expectativas adaptativas es gradual.

El único argumento realmente bueno en contra de la idea de que la política monetaria es ineficaz se halla en los datos, ya que la política monetaria, vía tasa de interés o agregados monetarios, influye realmente durante largos periodos, dado que algunos precios no pueden ajustarse rápidamente⁷³, o porque incluso los agentes totalmente “racionales” aprenden lentamente.

Por lo tanto, la inflación básica se define como aquella parte de la inflación observada que no tiene efectos sobre el producto real en el mediano y largo plazo, lo cual es consistente con la idea de la existencia de una curva de Phillips vertical en el largo plazo.

En los últimos años un número creciente de bancos centrales han definido como objetivo primordial de la política monetaria el alcanzar y mantener bajas tasas de inflación. La forma como estos bancos centrales han intentado realizar esta labor ha sido la de establecer metas cuantitativas de inflación. Al adoptar esta estrategia, los policy maker (los hacedores de política) buscan mayor transparencia y credibilidad en sus decisiones, al relacionar de manera explícita las acciones de política con el logro de las metas de inflación.

Muth. Thomas Sargent, Neil Wallace y Robert Barro también contribuyeron en gran medida a introducir esta idea en la macroeconomía.

⁷³ Por ejemplo los convenios colectivos de aumento salarial.

Un inconveniente importante de tener la inflación como objetivo último de la política monetaria, es que impide al banco reducir las fluctuaciones de la producción real y del empleo, ocasionando lo que se ha denominado trade off entre producto y inflación o entre desempleo y inflación, ya que existe una relación inversa entre ambas variables (producto-empleo y inflación) al momento de tomar decisiones de política. De hecho, en caso de una perturbación negativa de la oferta⁷⁴ que incremente el nivel de precios y por ende la inflación, la elección por parte de la autoridad monetaria de la inflación como objetivo puede llevarlo a reducir la oferta monetaria en la economía en momentos en que esta ya se encuentra en recesión. En este contexto, los bancos centrales que han implementado políticas de “inflación objetivo” o “inflation targeting”, como en el caso Colombiano, están dispuestos sacrificar crecimiento del producto cuando este no sea sostenible o coherente con un valor o nivel considerado como inflación objetivo de largo plazo, fenómeno que ocurre cuando la economía está funcionando por encima de su capacidad potencial. En tal caso, el nivel de demanda agregada sería mayor al nivel de oferta de pleno empleo, lo cual representaría un desequilibrio real en la economía y se convertiría en fuente de presiones inflacionarias. En esa situación, el crecimiento del producto por encima del nivel considerado como estructural sería insostenible y por tanto transitorio; por el contrario, el nivel de inflación tendría una variación estructural en su valor considerado de largo plazo ya que se habría generado un cambio en las expectativas de inflación futura. En últimas, el nivel de inflación tendría una variación estructural o permanente en su valor de largo plazo y el producto tendría solo una variación de tipo cíclico o transitorio, producto del crecimiento insostenible del gasto agregado.

Así, en caso de un aumento de la demanda que eleve el producto por encima de su nivel potencial, la acción “correcta” de parte de un banco central con políticas explícitas de “inflation targeting” es apretar la política monetaria. Ello contrarresta la desviación de la inflación de la meta, al tiempo que disminuye la desviación del producto de su nivel potencial. En contraste, en el caso de un choque de oferta negativo que sitúe el producto temporalmente por debajo de su nivel potencial, y eleve la tasa de inflación, la acción considerada como “correcta” de la autoridad monetaria es mantener inalterada la postura de la política monetaria. En este caso, una autoridad monetaria que no haya identificado correctamente la naturaleza del choque, y apriete la postura de su política monetaria por un choque temporal de oferta, innecesariamente amplifica los efectos negativos del choque sobre el producto y genera volatilidad en las tasas de interés.

Dado que la tarea actual de la autoridad monetaria es controlar la inflación de carácter monetario, sobre la cual actúan los instrumentos bajo su control con un

⁷⁴ Una perturbación de precios de materias primas como el petróleo ocurrida en la década de los 70s.

rezago, la inflación causada por choques de oferta o por cambios en los impuestos y subsidios indirectos no puede neutralizarse con los instrumentos al alcance del banco central.

Los costos de una inflación extraordinariamente alta (hiperinflación) son fáciles de ver. En los países en los que los precios se duplican todos los meses, el dinero deja de ser un medio útil de cambio y a veces la producción disminuye espectacularmente. Pero en los niveles de inflación bajos de un dígito, los costos de la inflación son más difíciles de identificar. La inflación “imprevista” tiene un costo redistributivo fácil de ver: los deudores se benefician al tener que devolver una deuda en términos reales más barata y los acreedores resultan perjudicados al recibir una deuda en pesos más baratos. En este sentido, la inflación no produce una pérdida directa de producción, como el desempleo⁷⁵. Cuando se analizan los costos de la inflación, es importante distinguir entre la inflación perfectamente prevista y tomada en cuenta en las transacciones económicas y la imperfectamente prevista o inesperada. Así, la inflación prevista no tendrá efectos sobre el desempleo y el producto, ni siquiera en el corto plazo, ya que los agentes ajustarán sus expectativas a los precios esperados y solo se alterará la inflación.

Por lo tanto, una importante consecuencia de la inflación, en especial si es imprevista, es la alteración del valor real de los activos cuyo valor nominal es fijo. Implica que los tipos de interés reales realizados son más bajos que los tipos de interés nominales de los activos e incluso posiblemente negativos. Es evidente que se trata de un efecto extraordinariamente importante, ya que puede eliminar el poder adquisitivo de los ahorros de toda una vida que se supone financian el consumo durante la jubilación.

En este sentido, los bancos centrales como el Banco de la República en Colombia, que tienen como objetivo primordial el control de la inflación, estarán dispuestos a sacrificar empleo y niveles de crecimiento, con el propósito de mantener tasas de inflación descendentes coherentes con el valor que ellos consideran debe ser su valor de largo plazo o estructural⁷⁶. En este sentido, los niveles de sacrificio económico en términos de empleo y producción perdida, tienden a ser mayores al de soportar algunos puntos adicionales de inflación. Ello es así, porque los costos del desempleo se reparten de una manera más desigual, lo cual tiene graves consecuencias distributivas. En este sentido, los costos de una recesión “auto

⁷⁵ La ley de Okún establece, para el caso de la economía Americana, que un punto adicional de desempleo cuesta un 2 por ciento del PIB.

⁷⁶ Para el caso Colombiano, el Banco de la República ha estimado que el nivel inflacionario estructural para nuestra economía no debe ser mayor a 3% anual.

infligida” con el fin de conservar niveles descendentes de inflación, recaen desproporcionadamente en las personas que pierden el empleo.

Esta es la crítica fundamental a las políticas explícitas de “inflación objetivo”: la búsqueda de niveles inflacionarios que se consideran estructurales o de largo plazo, aún a costa de disminuciones en la tasa de crecimiento económico y de incrementos en el desempleo, beneficia primordialmente a los tenedores e inversionistas en Bonos públicos y TES, entre otros activos financieros y a los prestamistas, ya que una baja inflación los cubre del riesgo “inflacionario”. En el camino, se protege a los inversionistas y se perjudica a las personas que quedan sin empleo a raíz de la recesión y los niveles de producción perdida.

3. CARACTERIZACIÓN DE LA DINAMICA INTERTEMPORAL EXISTENTE ENTRE LAS SERIES DEL PIB, LA TASA DE INTERES (R), LA OFERTA MONETARIA (M1) Y LA INFLACIÓN A PARTIR DEL METODO DE VECTORES AUTORREGRESIVOS (VAR)

El presente trabajo busca la caracterización de la economía Colombiana bajo un esquema econométrico de series de tiempo, el cual tiene la ventaja de describir la evolución estructural⁷⁷ de las series analizadas, basándose solo en las propiedades probabilísticas o estocásticas de las mismas, sin ninguna restricción teórica o práctica a priori.

Se analizarán las series de PIB real, oferta monetaria real (M1), tasa de interés real de colocación del sistema financiero y tasa de inflación, permitiendo que a través de las nuevas metodologías de predicción⁷⁸ bajo esquemas de series de tiempo, sean los datos y no el econometrista, los que especifiquen la estructura dinámica del modelo. Aunque la evolución y correlación entre estas variables ya han sido objeto de investigación anteriormente a través del sistema de vectores autoregresivos (VAR), estas se han hecho bajo la restricción de diferentes enfoques y teorías económicas⁷⁹, o a través de metodología tradicional o clásica de regresión sobre sistemas uniecuacionales o multiecuacionales, lo que no permite ver su evolución estructural o estacionaria y la relación inherente entre ellas de largo plazo en forma “espontánea”. En este sentido, se busca utilizar las metodologías desarrolladas para predicción bajo esquemas de series de tiempo para analizar la estructura dinámica de la interrelación de las series bajo análisis.

Una ventaja adicional de este trabajo, consiste en la extensión de las series utilizadas, desde 1925 hasta 2000, con datos de frecuencia anual, lo cual permite una mayor aproximación al “verdadero” largo plazo.

Entre los objetivos específicos que se busca alcanzar están los siguientes:

⁷⁷ En adelante, cuando se hable de estructural, para efectos de este trabajo, no se esta haciendo referencia a restricciones que se hayan impuesto a los datos producto de la teoría, sino a una evolución de los mismos en un intervalo de tiempo que se considera de largo plazo dada la extensión de las series.

⁷⁸ Específicamente metodología de Vectores Autoregresivos (VAR).

⁷⁹ En especial, restricciones de largo plazo como las propuestas por Blanchard y Quah (Blanchard, O. J. and QUAH, D. The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. En : The American Economic Review (Sept. 1989)), para sistemas de Vectores Autorregresivos estructurales (SVAR):

- Describir los procesos estocásticos o aleatorios que originan las series de oferta monetaria real (M1), tasa de interés real (R), PIB real y tasa de inflación (P1) durante el periodo analizado.
- Determinar si las variables analizadas presentan una tendencia estable o estacionaria de largo plazo, o si por el contrario exhiben caminatas aleatorias.
- Establecer si existen relaciones o equilibrios estables de largo plazo entre las variables.
- Verificar si existen relaciones de causalidad entre las series.
- Evaluar los efectos contemporáneos o rezagados que cada una de las series de tiempo tiene sobre las demás.
- A partir de estas formulaciones, llegar a conclusiones acerca del funcionamiento estructural de la economía Colombiana.

Al mismo tiempo, el presente documento tiene motivaciones metodológicas y tecnológicas. Metodológicas, porque emprende el análisis de los instrumentos de política monetaria (oferta monetaria, M1, y tasa de interés)⁸⁰, el crecimiento del producto y la inflación desde una perspectiva que en nuestro país poco se ha intentado antes, muy a pesar de tratarse de variables cuya evolución e interrelación ya han sido tratados de explicar por la teoría económica y por diferentes estudios econométricos.

En la investigación econométrica tradicional, la construcción de modelos uniecuacionales o de ecuaciones simultaneas, presenta relaciones entre las variables que se fundamentan de manera formal o informal en la teoría económica para la estimación de la ecuación, en tal forma que proporciona un medio para probar la teoría específica. En este sentido, la teoría económica se convierte en una “restricción” en el modelo, ya que la estructura del rezago y las variables explicativas utilizadas, definidas a priori por dicha teoría, en las ecuaciones múltiples o individuales, afectan de manera crítica el comportamiento del modelo.

Lo anterior quiere decir que en un nivel significativo, los estudios econométricos tradicionales arrojan resultados sesgados, ya que con anterioridad, los modelos son definidos por variables que son críticas a juicio de la teoría económica que se intenta validar o refutar. El inconveniente principal de esto, es que el comportamiento fundamental del modelo ha sido especificado por el econometrista

⁸⁰ Como se explicara más adelante, se considera que la tasa de interés de colocación además de tener incidencia directa sobre los niveles de inversión de la economía, por ende sobre el stock de capital y el crecimiento del producto, es afectado por decisiones de política monetaria, en la medida en que la tasa de interés de referencia del banco central afecta las tasas de interés de colocación del sistema financiero.

y por la teoría económica a priori, no permitiendo a los datos arrojar información en forma natural sin interferencia alguna.

En este sentido, las nuevas metodologías de predicción⁸¹ bajo esquemas de series de tiempo, permiten que sean los datos y no el econometrista, los que especifiquen la estructura dinámica del modelo, haciendo énfasis en el análisis de las propiedades probabilísticas o estocásticas de las series bajo la filosofía: “permitir que la información hable por si misma”.

Por esto, aunque existen diversos estudios econométricos que investigan la relación entre la tasa de interés, la oferta monetaria (M1), el nivel de producto y la inflación, dado que lo que buscan es probar o controvertir las teorías que se han construido respecto de la relación entre estas variables, se hace necesario realizar investigación econométrica con fines analítico – explicativos de dichas series, basándose solamente en su comportamiento pasado y en su estructura probabilística.

De otro lado, la motivación tecnológica tiene que ver con el hecho de que la mayor parte del trabajo empírico basado en datos de series de tiempo supone que estas son estacionarias.

En el análisis econométrico de series de tiempo, la estacionariedad de las variables es un supuesto fuerte, ya que expone la necesidad de hallar una tendencia estable de largo plazo en las mismas. Este supuesto es fundamental, ya que se basa en la noción de que las series que son objeto de predicción, se han generado por un proceso aleatorio con una estructura que es posible describir y predecir. En este sentido, los modelos de series de tiempo proporcionan una descripción de la naturaleza aleatoria del proceso que generó la muestra de observaciones bajo estudio, proporcionando una mayor confiabilidad al proceso de predicción.

El supuesto de estacionariedad y la necesidad de evaluarla en los esquemas econométricos de series de tiempo supone una ventaja técnica crucial, ya que la mayor parte de la teoría económica se postula con base en relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables.

⁸¹ Metodologías Box – Jenkins o ARIMA y de Vectores Autoregresivos (VAR).

Por lo tanto, la ventaja técnica de un esquema de este tipo, radica en que la descripción econométrica no se da en función de la relación causa – efecto entre variables dependientes y explicativas de los modelos de regresión tradicionales, sino en función de cómo está incorporada la aleatoriedad en el proceso generador de datos (PGD) de las series que se buscan analizar. Así, se intenta describir las relaciones dinámicas existentes entre las series bajo análisis, con el menor sesgo teórico y funcional posible, con el propósito de caracterizar la evolución en el largo plazo de la economía Colombiana a través de un sistema de cuatro variables que se supone le son críticas.

3.1. CONSIDERACIONES METODOLOGICAS

3.2. MARCO ECONÓMETRICO

Las metodologías econométricas desarrolladas bajo marcos de series de tiempo, tienen su origen en la importancia que poseen los rezagos o los valores anteriores de las series para la predicción económica. Así, en los modelos de rezagos distribuidos, el efecto de una causa dada se propaga durante un número de periodos en el tiempo. Esto tiene implicaciones importantes, ya que las consecuencias en economía generalmente no son instantáneas, son rezagadas, lo cual introduce procesos dinámicos a la predicción económica.

Los rezagos tienen varias explicaciones, entre las cuales se encuentran las siguientes⁸²:

- ❑ Razones sicológicas: Como resultado de la fuerza del habito (inercia), la gente no cambia sus costumbres de consumo inmediatamente después de una reducción de precios o de un incremento en el ingreso, probablemente debido a que el proceso de cambio puede conllevar alguna inutilidad inmediata.
- ❑ Razones tecnológicas: Supóngase que el precio del capital relativo al trabajo se reduce, haciendo que la sustitución del capital por trabajo sea económicamente factible. Por supuesto, la adición de capital toma tiempo (el periodo de gestación). Además, si se espera que la caída en precios sea temporal, las empresas pueden no apurarse a sustituir el capital por trabajo, especialmente si ellas esperan que luego de la caída temporal el precio del capital puede aumentar más allá de su nivel anterior. Por tanto, algunas veces el conocimiento imperfecto también puede explicar los rezagos.

⁸² Tomado de: GUJARATI, Damodar N. Econometría. 3 ed. Bogotá : Mc Graw Hill, 1992. p. 578.

- Razones institucionales: Estas razones también contribuyen a los rezagos. Por ejemplo, las obligaciones contractuales pueden impedir que las empresas cambien de una fuente de trabajo o de materias primas a otra. Como otro ejemplo, aquellos quienes han colocado fondos en cuentas de ahorro de largo plazo a termino fijo, a uno, tres o siete años, están esencialmente “encerrados”, aún cuando las condiciones del mercado de dinero puedan ser tales que existan rendimientos mas altos disponibles en otras partes.

Técnicamente los rezagos tienen diferentes causas, pero lo que en teoría económica dio validez empírica a la predicción bajo esquemas de series de tiempo, fue el modelo de Expectativas Adaptativas (EA), desarrollado algebraicamente inicialmente por Koyck⁸³ a través del procedimiento de transformación de Koyck⁸⁴ que aunque fue muy claro, era ad hoc, puesto que fue obtenido a través de un proceso puramente algebraico, desprovisto de cualquier soporte teórico o económico. La popularización del modelo de expectativas adaptativas llego con la explicación teórica de Friedman⁸⁵ y Cagan⁸⁶.

La teoría de expectativas adaptativas supone que los agentes económicos aprenden del pasado o del error, por esto “adaptaran” sus expectativas a la luz de la experiencia pasada, por lo cual supone que las expectativas son corregidas cada periodo. Esta deducción se desprende algebraicamente del Coeficiente de Expectativas⁸⁷, el cual establece que las expectativas son corregidas por una fracción λ de la brecha entre el valor actual u observado de la variable (X_t) y su valor esperado anterior (X_{t-1}).

En palabras de Shaw⁸⁸, “La hipótesis de expectativas adaptativas proporciona un modelo relativamente simple de diseñar modelos en la teoría económica mientras que a la vez, postula una forma de comportamiento por parte de los agentes económicos que parece ser eminentemente razonable. La creencia de que la gente aprende de la experiencia es, obviamente, un punto de partida más razonable que el supuesto implícito de que ella esta

⁸³ KOYCK, L. M. Distributed Lags and Investment Analysis. Amsterdam : North Holland Publishing Company, 1954. 12-27 p.

⁸⁴ $Y_t = \alpha (1 - \lambda) + \lambda X_t + \lambda Y_{t-1} + V_t$, a través del cual Koyck demostró como un modelo de rezagos distribuidos era susceptible de “transformarse” en un modelo autorregresivo.

⁸⁵ FRIEDMAN, Milton. A Theory of the Consumption Function. Princeton : Princeton University Press, 1957. 195 p.

⁸⁶ CAGAN, P. The Monetary Dynamics of Hiperinflations. Chicago : University of Chicago Press, 1956. 133 p.

⁸⁷ $X_t^* - X_{t-1}^* = \lambda (X_t - X_{t-1}^*)$

⁸⁸ SHAW, G.k. Rational Expectations: An Elementary Exposition. New York : St. Martins's Press, 1984. 25 p.

totalmente desprovista de memoria, característica de la tesis de expectativas estáticas. Además, la afirmación de que las experiencias más distantes ejercen un efecto menor que las experiencias más recientes estarían de acuerdo con el sentido común y parecerían estar ampliamente confirmadas por la simple observación”.

La hipótesis de expectativas adaptativas (EA) fue muy popular en la economía empírica hasta la llegada de la hipótesis de expectativas racionales (ER), planteada inicialmente por J. Muth y difundida más adelante por Robert Lucas y Thomas Sargent. Los proponentes de esta hipótesis sostienen que la hipótesis de EA es inadecuada porque en la formulación de expectativas, se basa tan solo en los valores pasados de una variable⁸⁹, mientras que la hipótesis de ER supone, “que los agentes económicos individuales utilizan información actual disponible y relevante en la formación de sus expectativas y no se apoyan únicamente en la experiencia pasada”. En resumen, la hipótesis de ER sostiene que “las expectativas son ‘racionales’ en el sentido de que incorporan eficientemente toda la información disponible en el momento en que se formulan las expectativas” y no solamente en la información pasada.

Sin embargo, la hipótesis de expectativas racionales ha sido frecuentemente criticada, ya que implica información perfecta por parte de los agentes económicos e insiste en el equilibrio de los mercados⁹⁰, por lo cual estos se vacían y se ajustan instantáneamente ante cualquier perturbación, incluso si esta es imprevista.

A partir de los años 70's, los modelos econométricos bajo esquemas de series de tiempo tuvieron su impulso final, cuando finalizó el encanto de descripción y predicción económica a partir de modelos de ecuaciones simultáneas. En esta época, la confianza en este método de predicción terminó debido a la crisis del petróleo y a la Crítica de Lucas⁹¹. La fuerza de esta crítica consistió en afirmar que los parámetros estimados de un modelo econométrico de este tipo dependen de la política prevaleciente en el momento en que el modelo se estima y cambiarían si hay un cambio de política; en esencia los parámetros estimados no son invariantes ante cambios de política (no son fijos), por lo cual el fundamento de la crítica de Lucas es que el modelo convencional supone que los agentes económicos hacen predicciones para la economía que son incoherentes con las predicciones que hace el propio modelo. En este sentido, dado que los modelos

⁸⁹ Puede demostrarse que bajo EA, las expectativas de una variable son un promedio ponderado exponencialmente de valores pasados de dicha variable.

⁹⁰ Lo cual implica desconocer que existen asimetrías en la información y rigidez nominal de los precios en el corto plazo, por existencia de obligaciones contractuales o contratos colectivos o institucionales que fueron formulados de acuerdo a expectativas pasadas.

⁹¹ LUCAS, Robert E. *Econometric Policy Evaluation: A Critique*. En : *Carnegie-Rochester Conference Series, The Phillips Curve* (1976); pag. 19-46.

son especificados de acuerdo a una teoría o supuestos de política definidos en forma a priori, dichos modelos no tienen la flexibilidad funcional y metodológica suficiente para interpretar las perturbaciones que suponen un cambio en los parámetros teóricos, cambios en la política o shocks inesperados de cualquier índole. Los datos no se ajustan a los nuevos hechos, por lo cual, estos modelos pierden capacidad explicativa de la realidad reciente

Aunque la crítica de Lucas supone un ataque al enfoque de expectativas adaptativas⁹², también señala que las metodologías convencionales de predicción utilizadas en ese momento, estaban ‘influenciadas’ por la política y la teoría económica prevalecientes en el modelo, es decir, el modelo estaba ‘restringido’ a esa política o teoría económica en particular y cualquier cambio en alguno de los dos restaba valor predictivo a la estimación de dicho modelo econométrico. Es decir, la restricciones impuestas al modelo disminuyen la capacidad predictiva y descriptiva del modelo.

La publicación de G. P. E. Box y G. M. Jenkins⁹³ sobre análisis de series de tiempo: predicción y control, estableció una nueva generación de herramientas de predicción. Popularmente conocida como metodología de Box-Jenkins (BJ), pero técnicamente conocida como metodología ARIMA, el énfasis de este nuevo método de predicción no está en la construcción de modelos uniecuacionales o de ecuaciones simultáneas sino en el análisis de las propiedades probabilísticas, o estocásticas de las series de tiempo económicas por sí mismas bajo la filosofía de “permitir que la información hable por sí misma”. A diferencia de los modelos de regresión tradicionales, en un modelo de series de tiempo del tipo BJ, Y_t , puede ser explicada por valores pasados o rezagados de sí misma, y por los términos estocásticos de error. Por esta razón, los modelos ARIMA, son frecuentemente llamados a-teóricos, porque no pueden ser derivados de teoría económica alguna.

La identificación en forma exacta o sobre identificada de las ecuaciones en modelos de ecuaciones simultáneas o estructurales, necesario antes de estimar dichos modelos, supone que algunas de las variables predeterminadas solo están presentes en ciertas ecuaciones. Esta decisión, a menudo, es subjetiva y fue criticada por Christopher Sims⁹⁴. Según Sims, si existe verdadera simultaneidad entre un conjunto de variables, todas deben ser tratadas sobre una base de igualdad; no debe haber ninguna distinción a priori entre variables, en endógenas

⁹² Ya que en esencia criticaba que el modelo no suponía la capacidad de los agentes de corregir sus expectativas ante la información actual, y no solo de acuerdo a información pasada.

⁹³ BOX, G. P. E. y JENKINS, G. M. Time Series Analysis: Forecasting and Control. San Francisco : Holden Day, 1978. 122 p.

⁹⁴ SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. En : Econometrica, vol. 48, (1980); pag. 1-48.

o exógenas. En este contexto, Sims desarrollo el modelo VAR (Método de Vectores Autorregresivos).

Aunque a primera vista la metodología VAR se asemeja a un modelo de ecuaciones simultaneas, este se diferencia porque en el todas las variables son endógenas, ya que la introducción de variables exógenas establece restricciones al modelo. En este sentido, un sistema de autorregresiones vectoriales (VAR) hace demandas teóricas mínimas a la estructura del modelo⁹⁵. Por este motivo, en el contexto metodológico planteado por Sims, la información estadística (proveniente de los datos) prima sobre la información estructural (proveniente de la teoría) y se convierte en la gran aportación de Sims al análisis econométrico ya que combina dos problemas:

- La forma de alcanzar la identificabilidad en los modelos, ya que en los estructurales esta se realiza a través de restricciones al modelo (generalmente de exclusión); en los modelos VAR, las realizaciones que se observan en las variables son el resultado de la interacción conjunta de todas las variables.
- Plantea la importancia de las relaciones dinámicas en los fenómenos económicos y la escasa información que la teoría económica, en la que generalmente se basan los modelos estructurales, aporta sobre estas relaciones dinámicas. Explícitamente pone de relieve la escasez dinámica de los planteamientos teóricos, que supone una limitación mayor al poder explicativo de los modelos

Debido a que las metodologías de predicción econométrica bajo esquemas de series de tiempo exige la estacionariedad de las series, este proceso permite identificar los valores permanentes o de largo plazo de las variables. Más significativo aún, permite distinguir entre procesos estocásticos con tendencia determinística y procesos estocásticos con tendencia aleatoria.

Este punto es importante, por cuanto permite hacer inferencia acerca del comportamiento estructural de una economía, dado que si una serie sigue una tendencia con procesos estocásticos determinísticos, se podría inferir que la tendencia de la serie sigue un camino estacional o de largo plazo, ya que solo es afectada por movimientos temporales en torno a la tendencia (un proceso TSP).

⁹⁵ NELSON, Charles R. y PLOSSER, Charles I. Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications. En : Journal of Monetary Economics, vol. 10 (1982); pag. 139-162.

Si por el contrario, la “tendencia” que sigue la serie es aleatoria, significa que las perturbaciones afectan en forma permanente la serie, y que esta se mueve en forma aleatoria entre diferentes periodos, por lo que representaría un proceso estacionario en diferencias (DSP, es decir, no estacionario en la serie original).

En este sentido, es conveniente inferir que tipo de proceso estocástico sigue la tendencia del PIB real, la oferta monetaria real (M1), la tasa de interés real y la inflación. Determinar, si su comportamiento ha sido sensible a perturbaciones temporales, de tal forma que sigue una tendencia predecible en el largo plazo, o si por el contrario ha estado expuesto a perturbaciones que lo alteran en forma permanente, que hacen fluctuar su tendencia en forma de una ‘caminata aleatoria’.

Existen técnicas para definir que tipo de tendencia (determinística o aleatoria) sigue una serie a lo largo de un periodo de tiempo. Entre estas, esta la prueba de Raíz Unitaria de Dickey-Fuller⁹⁶ (DF) para series cuyos errores (U_t) son del tipo ruido blanco⁹⁷. Para errores que estén autocorrelacionados, se utilizara la prueba de raíz unitaria Dickey-Fuller ampliada (ADF).

De otro lado, dado que uno de los principales problemas de la predicción con esquemas de series de tiempo es la posibilidad de obtener resultados dudosos, producto de regresión espuria, esto se solucionará a través de métodos de cointegración, utilizados para establecer si los residuales (U_t) son integrados de orden 0, $I(0)$, es decir, si son estacionarios. Si las series están cointegradas, éstas tendrían relaciones de equilibrio estable en el largo plazo y seria posible utilizar las series en niveles y no en diferencias, procedimiento a través del cual se evitaría la perdida de información valiosa de largo plazo⁹⁸. Para llevar a cabo el proceso de hallar posibles relaciones cointegrantes entre las series, se utilizara el test de Johansen, por lo cual este tipo de relaciones de equilibrio se podrán verificar en un contexto de corto y de largo plazo, por lo tanto en contexto eminentemente dinamico. Del mismo modo, se llevaran a cabo pruebas de causalidad en el sentido estadístico de Granger, y se hará uso de un modelo VAR, que incluirá análisis de descomposición de varianza y de funciones de respuesta al impulso en el sistema. Dado que las funciones de impulso – respuesta no son independientes del orden de introducción de las variables, la introducción de las mismas se hará

⁹⁶ DICKEY, D. A. y FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. En : Journal of the American Statistical Association vol. 74 (1979); pag. 427-431.

⁹⁷ Los términos de error (U_t) llamados ‘ruido blanco’, son aquellos que siguen supuestos clásicos de: Media igual a cero, Varianza constante o invariable en el tiempo y de no autocorrelación.

⁹⁸ Vale la pena recordar que un modelo especificado en diferencias o tasas de variación recoge las relaciones de corto plazo, mientras que un modelo en niveles refleja relaciones de equilibrio a largo plazo.

de acuerdo a criterios de exogeneidad y de causalidad, los cuales se explicaran más adelante.

3.1.1. Econometría de series de tiempo. El enfoque de series de tiempo es importante por las siguientes razones:

- ❑ En la Macroeconomía moderna, existe una relación intertemporal entre las variables, es decir, existen efectos contemporáneos y también entre periodos (rezagados).
- ❑ Para la formalización o caracterización de las relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables y de su ajuste dinámico (intertemporal). Por esto, es necesario evaluar el impacto de los Shocks.
- ❑ Por la relación intertemporal entre las observaciones de una serie, ya que la información se puede explotar para mejorar la estimación de un modelo. Facilita la incorporación de la información más reciente.
- ❑ Existencia de series macroeconómicas no estacionarias: series con media y varianza que dependen del paso del tiempo, lo cual invalida análisis clásico basado en series estacionarias, lo que determina la necesidad de incorporar técnicas econométricas que tengan en cuenta este comportamiento.

En 1970 Box y Jenkins desarrollaron un cuerpo metodológico destinado a identificar, estimar y diagnosticar modelos dinámicos de series temporales en los que la variable tiempo juega un papel fundamental. Una parte importante de esta metodología esta pensada para liberar al investigador económetra de la tarea de especificación de los modelos dejando que los propios datos temporales de la variable a estudiar indiquen las características de la estructura probabilística subyacente. En parte, estos procedimientos se contraponen a la “forma tradicional” de identificar y especificar un modelo apoyándose en las teorías económicas subyacentes al fenómeno analizado.

Se utilizarán modelos en los que las variables son explicadas utilizando exclusivamente una variable “exógena”: su propio pasado. Se puede decir que la consideración exclusiva de los valores pasados de una determinada variable para explicar su evolución presente y futura supone, al tiempo, una ventaja y un inconveniente:

- ❖ La ventaja radica en no necesitar distintas series de datos (distintas variables) referidas al mismo periodo de tiempo (característica común a los modelos de regresión tradicionales) y, al mismo tiempo, ahorrarnos la identificación y especificación del modelo en el sentido de la econometría tradicional.
- ❖ El inconveniente, es que al renunciar a la inclusión de un conjunto más amplio de variables explicativas, no atendemos a las relaciones que sin duda existen entre casi todas las variables económicas, perdiendo capacidad de análisis, al tiempo que renunciamos explícitamente al estudio teórico previo del fenómeno y a su indudable utilidad.

Como se mencionara más adelante, este inconveniente se soluciona fácilmente utilizando desarrollos econométricos recientes⁹⁹, que intentan hallar relaciones de causalidad en sentido económico y estructural entre las variables, de tal forma que puedan caracterizarse las interrelaciones dinámicas entre las mismas.

Así, las series de tiempo son un conjunto de observaciones sobre los valores que toma una variable en diferentes momentos del tiempo. Tal información debe ser recopilada a intervalos regulares. La información así reunida puede ser cuantitativa o cualitativa.

En los modelos econométricos de series de tiempo, al contrario de los modelos de regresión uniecuacionales o multiecuacionales, ya no se predecirán los movimientos futuros de una variable relacionándola con un conjunto de otras variables en una estructura causal; en lugar de ello, la predicción y análisis se lleva a cabo con base solo en el comportamiento pasado de dicha variable.

En este sentido, un modelo de series de tiempo explica los patrones en los movimientos pasados de una serie y usa esta información para predecir sus movimientos futuros. Esto los convierte en la clase más simple de modelos en función de su explicación del mundo real. Así, una serie de tiempo de la variable Y_t , relacionaría esta variable con sus valores pasados y con variables que describen la naturaleza aleatoria de su comportamiento pasado.

Por lo tanto, el objetivo es elaborar modelos que "expliquen" el movimiento de una serie, relacionándola con sus propios valores pasados y con una suma ponderada

⁹⁹ Relaciones de causalidad en el sentido específico de Granger y el aporte de los VAR, que incluyen funciones de impulso respuesta y de descomposición de varianza.

de perturbaciones o innovaciones aleatorias actuales y pasadas (rezagadas). Los modelos lineales de series de tiempo permiten hacer afirmaciones cuantitativas acerca de las propiedades estocásticas de la serie, de los pronósticos y de la calidad de los análisis que se pueden hacer a través de ellas. Estos modelos están descritos como ecuaciones con coeficientes estimados fijos, que representan una estructura estocástica que no cambia con el tiempo, dada la estacionariedad exigida por este tipo de modelos.

Este esquema permite responder preguntas tales como: en que forma se generan los procesos estocásticos y como se describen?

Una característica deseable de los modelos de series de tiempo es que son de naturaleza adaptable, es decir, generan pronósticos y propician análisis de las series de tal forma que se adaptan a la nueva información. Estos modelos proporcionan un método complejo de extrapolar las series, ya que se basan en la noción de que las series que se van a analizar y pronosticar se han generado por un proceso estocástico o aleatorio, con una estructura que puede caracterizarse o describirse. Por lo tanto, un modelo de series de tiempo proporciona una descripción de la naturaleza aleatoria del proceso que genero la muestra de observaciones bajo estudio. Tal descripción, no se da en función de una relación causa – efecto, como en un modelo de regresión, sino en función de como esta incorporada la aleatoriedad en el proceso.

Cuando se asume que una serie ha sido generada a través de un proceso estocástico, se asume que cada valor Y_1, Y_2, \dots, Y_t en la serie es extraído al azar de una distribución de probabilidad. Al modelar dicho proceso se intenta describir las “características” de su aleatoriedad. Así, si fuese posible especificar numéricamente de alguna forma la función de distribución de probabilidad de la serie, se podría determinar la probabilidad de uno u otro resultado futuro. Por lo tanto, la utilidad del modelo utilizado, en el sentido de que sea una aproximación razonable, depende de que tan cerca capte la distribución de probabilidad verdadera y por tanto el comportamiento aleatorio verdadero de la serie. Por esto, es necesario captar las características de aleatoriedad de la variable.

La información recopilada a partir de series de tiempo presenta varios problemas para el análisis econométrico, entre las cuales se cuenta como el más importante el hecho de que la mayor parte del trabajo empírico basado en datos de series de tiempo supone que estas son estacionarias. Para verificar este supuesto inicial, es necesario realizar test para probar estacionariedad de las variables. En este

sentido, una serie de tiempo es estacionaria si el valor de su media¹⁰⁰ y su varianza¹⁰¹ no varían “sistemáticamente” con el tiempo. Sobre este punto se profundizará más adelante. Así, la varianza es igual a la desviación estándar y da una idea de que tan cercanos o dispersos están los valores individuales de X respecto al valor de su media.

Esquemáticamente, una serie de tiempo X_t es estacionaria débil si se cumple que:

- $E(X_t)$, su media, es independiente de t .
- $E[(X_t - E(X_t))^2]$, su varianza, es acotada por un número finito y no cambia sistemáticamente en el tiempo.
- Su autocovarianza, $E[(X_t - E(X_t))(X_{t+k} - E(X_{t+k}))]$ es igual a
- $E[(X_{t+h} - E(X_{t+h}))(X_{t+h+k} - E(X_{t+h+k}))]$ para todo k y h . Esto significa que la serie tiende a retornar a su media y que fluctúa alrededor de esta en un intervalo de amplitud constante¹⁰².

Otro desafío adicional en el análisis de modelos de series de tiempo, es el problema de la regresión espuria, la cual ocurre cuando al efectuar regresión de la serie sobre otra, con frecuencia se obtiene un elevado R^2 aunque no halla una relación significativa entre las dos. La regresión espuria es causada porque si las dos series involucradas presentan “tendencias fuertes”, es decir, movimientos sostenidos hacia arriba o hacia abajo, el alto R^2 observado se deberá a la presencia de la tendencia y no a la verdadera relación entre las dos series. Por lo tanto, surge relación espuria cuando las series no son estacionarias. En este sentido, la existencia de raíz unitaria en dos series de tiempo implica que estas estarían siendo explicadas por una sucesiva acumulación de errores (shocks) a lo largo del tiempo y por definición, sería impredecible el valor final que alcanzaría una variable al cabo de n periodos. Es evidente que una serie presenta caminatas aleatorias cuando presenta tendencia persistente hacia arriba o hacia abajo; en tal sentido, la tendencia es la causa principal de la relación espuria entre las variables. Así, las pruebas de estacionariedad confirman la presencia o no de relaciones espurias.

Por lo demás, cualquier serie de tiempo puede ser generada por un proceso estocástico o aleatorio, es decir un proceso con una distribución de probabilidad,

¹⁰⁰ La media o valor esperado es el valor promedio.

¹⁰¹ La varianza es la distribución o dispersión de los valores de X alrededor del valor esperado ($E(X)$), la cual puede ser medida por la varianza: $\text{Var}(X) = G_x^2 = E(X - U)^2$

¹⁰² CUTHBERTSON, K., S. G. HALL., and M. P. TAYLOR. Applied Econometric Techniques. En : Harvester Wheatsheaf (1992); pag. 215.

en donde una variable aleatoria o estocástica es aquella que puede tomar cualquier conjunto de valores, positivos o negativos con una probabilidad dada. Dado que lo que importa en las series de tiempo es la "realización" para inferir sobre el proceso estocástico subyacente, un tipo de proceso estocástico que ha recibido gran atención y que ha sido objeto de escrutinio por parte de analistas especializados de series de tiempo es el llamado "proceso estocástico estacionario".

Así, un proceso estocástico es estacionario, como se menciono anteriormente, si su media y su varianza son constantes en el tiempo y si el valor de la covarianza entre dos periodos depende solamente de la distancia o rezago entre estos dos periodos de tiempo y no del tiempo o momento en el cual se ha calculado la covarianza. Este proceso se conoce como "débilmente" estacionario. Por lo tanto, si una serie de tiempo es estacionaria, su media, su varianza y su autocovarianza (en los diferentes rezagos) permanecen iguales sin importar el momento en el cual se midan. Por esto, si una serie de tiempo sigue una senda "puramente aleatoria", es una serie estacionaria, ya que presentaría tendencia determinística¹⁰³.

De otro lado, si una serie de tiempo es no estacionaria en los términos antes descritos, (que son de estacionariedad débil), algunas veces puede deberse a un desplazamiento en la media, es decir, una media que varía en el tiempo, que desciende o asciende.

3.1.2. Caracterización de la tendencia. Cuando se comienza a desarrollar modelos para series de tiempo, se desea saber si es posible suponer que el proceso estocástico subyacente que genero la serie es invariable con respecto al tiempo. Por esto, si las características del proceso estocástico cambian con el tiempo, es decir, si la serie no es estacionaria, será difícil representarla a través de un proceso algebraico simple. Si el proceso estocástico es estacionario, es posible modelar el proceso a través de una ecuación con coeficientes fijos que pueden estimarse a través de datos pasados.

En este sentido, un proceso estocástico es una sucesión de variables aleatorias Y_t ordenadas, pudiendo tomar t cualquier valor entre $-\alpha$ y α . Por ejemplo, la siguiente sucesión de variables aleatorias puede ser considerada como proceso estocástico:

¹⁰³ El determinismo implica que la variable presenta una tendencia completamente predecible, es decir una relación estable de largo plazo; es de recordar que una serie de caminata aleatoria representa un proceso sistemático, ascendente o descendente. La estacionariedad no, es estable, sin tendencia.

$$Y_{-5}, Y_{-4}, Y_{-3}, Y_{-2}, \dots, Y_3, Y_4$$

El subíndice t no tiene, en principio, ninguna interpretación a priori, aunque si hablamos de un proceso estocástico en el contexto de series temporales, este subíndice representará el paso del tiempo.

Cada una de las variables Y_t que configuran el proceso estocástico tendrán su propia función de distribución con sus correspondientes momentos. Así mismo, cada par de esas variables tendrán su correspondiente función de distribución conjunta y sus funciones de distribución marginales. Esto mismo ocurrirá, ya no para cada par de variables, sino para conjuntos más amplios de las mismas. De esta forma, para caracterizar un proceso estocástico deberíamos especificar las funciones de distribución conjunta de cualquier conjunto de variables:

$$(Y_{t_1}, Y_{t_2}, Y_{t_3}, \dots, Y_{t_m})$$

cualquiera que sean los valores de (t_1, t_2, \dots, t_m) y cualquiera que fuera el valor de m ; por ejemplo:

$$y_1, y_2, y_3 \quad (t_1 = 1 \text{ y } m = 3)$$

$$Y_3, y_4, y_5, y_6 \quad (t_1 = 3 \text{ y } m = 4)$$

Habitualmente, conocer esas funciones de distribución resulta complejo, de forma que para caracterizar un proceso estocástico, basta con especificar la media y la varianza para cada Y_t y la covarianza para variables referidas a distintos valores de t :

$$E[Y_t] = \mu_t$$

$$\sigma_t^2 = \text{Var}(y_t) = E[y_t - \mu_t]^2$$

$$\gamma_t = \text{Cov}(Y_y, Y_s) = E[(y_t - \mu_t)(y_s - \mu_s)]$$

La distribuciones de probabilidad podrían no estar completamente caracterizadas en algunas de las variables, los momentos podrían no coincidir, incluso no existir para algunas de las variables aleatorias; lo mismo puede ocurrir con las distribuciones conjuntas o marginales

Por lo tanto, lo más importante cuando se utiliza un marco econométrico de series de tiempo es la caracterización e identificación de los componentes estocásticos de tendencia de la componente estacional y no estacional en un contexto riguroso.

La existencia de tendencia estocástica o determinística (puramente aleatoria) en la componente estacional y/o en la propia componente de tendencia de una serie, genera un esquema específico de “evaluación” de la tendencia y de las relaciones que entre las variables se deriven. Así, las características particulares del componente de tendencia en ocasiones obliga a replantear el problema de las relaciones entre las variables cuando estas se desean examinar en un contexto de largo plazo. En este sentido, existen dos posiciones con relación a las propiedades estocásticas de las series en el análisis de cointegración en el contexto de sistemas de ecuaciones. La primera, que exige que las variables estén integradas del mismo orden, como lo sugieren Engle y Granger¹⁰⁴; la segunda, en la cual el interés se centra en la caracterización del vector como integrado de algún orden y no exige que las variables tengan el mismo grado de integración a nivel individual¹⁰⁵.

Dickey – Fuller¹⁰⁶, señalan además la imposibilidad de utilización de dichos test para evaluar correctamente la presencia de tendencia estocástica (no estacionaria) en series donde se presentan problemas de muestreo sistemático o de agregación temporal¹⁰⁷.

Las dificultades que ofrece la estimación de modelos con variables que presentan tendencia estocástica¹⁰⁸ están asociados con varios hechos de los cuales sobresalen los siguientes:

- ❖ Distribuciones teóricas estándar no pueden ser utilizadas en pruebas de hipótesis que involucran a dichas series (imposibilidad de utilizar valores críticos tradicionales derivados para distribuciones F-centrales y t-student).
- ❖ Potencia de test en muestras pequeñas es limitada (el numero de rezagos es importante; sin embargo es posible corregirlo con un proceso estacionario en primera diferencia).

¹⁰⁴ ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. J. Co – integration and Error Correction : Representation, Estimation and Testig. En : Econometrica No. 55 (1987); pag. 251-276; o en Long-Run Economic Relationships – Readings in Cointegration. En : Oxford University Press (1991) pag. 16. .

¹⁰⁵ LUTKEPOHL, H. and REIMERS, H. Impulse response analysis of cointegrated systems. En : Journal of Economic Dynamics and Control No 16 (1992); pag. 53-78.

¹⁰⁶ DICKEY, D.A. y FULLER, W.A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. En : Journal of the American Statistical Association vol. 74 (1979); pag. 427-431.

¹⁰⁷ Existe agregación cuando se utiliza por ejemplo el promedio trimestral de una serie que se observa mensualmente. La serie observada mensualmente puede considerarse como la serie input del proceso de agregación temporal.

¹⁰⁸ Todas las series de tiempo presentan tendencia estocástica, la diferencia esta en que unas son de tendencia estocástica determinística y otras son caminatas aleatorias.

- ❖ Los procedimientos de evaluación de presencia de raíz unitaria en algunos casos pueden desarrollarse a partir de un proceso secuencial, lo que implica la pérdida de potencia en los test que podrían deteriorarse aún más si el investigador desconoce el verdadero proceso generador de datos (PGD).

Cuando la serie presenta raíz unitaria, lo cual implica comportamiento de caminata aleatoria¹⁰⁹, los choques estocásticos que se produzcan hoy sobre la variable afectarán indefinidamente el comportamiento futuro de la serie; es decir, esta tendrá tendencia estocástica¹¹⁰. Por lo tanto, cuando se presentan caminatas aleatorias en la tendencia de la serie, la presencia de desequilibrios permanentes indican que las perturbaciones o innovaciones afectan en forma persistente la serie, alterando aleatoriamente su tendencia.

De este modo, en un proceso de caminata aleatoria, se supone que $\{u_t\}$ es serie aleatoria con media μ y una varianza σ^2 (constante) y no está serialmente correlacionada. Por lo tanto, se dice que la serie Y_t es una caminata aleatoria si:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

En el modelo de caminata aleatoria, como lo muestra (1), el valor de Y en el tiempo t es igual a su valor en el tiempo $t-1$ más un shock aleatorio. Si $Y_0 = 0$ en el tiempo $t = 0$, de tal manera que:

$$\begin{aligned} Y_1 &= u_1 \\ Y_2 &= Y_1 + u_2 = u_1 + u_2 \\ Y_3 &= Y_2 + u_3 = u_1 + u_2 + u_3 \end{aligned}$$

Y_t , en general,

$$Y_t = \sum u_t$$

Lo que indicaría, que Y_t es afectada y por lo tanto explicada, en forma persistente por la acumulación de los errores o innovaciones pasadas, por lo cual sería

¹⁰⁹ A menudo, la caminata aleatoria es comparada con la caminata de una persona ebria. Al dejar el bar, el ebrio se mueve a una distancia aleatoria u_t en el tiempo t y si él o ella continúa caminando indefinidamente, se alejarán cada vez más del bar. Lo mismo se dice acerca de los precios de las acciones. El precio de la acción hoy es igual al precio de la acción ayer más un “shock” o innovación aleatoria.

¹¹⁰ Esto es conocido en la literatura como fenómeno de persistencia de los choques aleatorios y ocurre en la medida en que Y_t depende sistemáticamente de Y_{t-1} . (lo que se definiría como un modelo estacionario en primera diferencia).

impredecible el valor final que alcanzaría la variable explicada al cabo de n periodos.

Por consiguiente

$$E(Y_t) = E(\sum u_t) = t * \mu \quad (2)$$

En forma similar, es posible mostrar que:

$$\text{Var}(Y_t) = t * \sigma^2 \quad (3)$$

Como se observa en (2) y (3), puesto que la media y la varianza de Y_t cambian con el tiempo t (en realidad aumentan en el presente caso), el proceso es no estacionario. Sin embargo:

$$Y_t - Y_{t-1} = u_t \quad (4)$$

Es un proceso puramente aleatorio, es decir, las primeras diferencias de una serie de tiempo de caminata aleatoria son estacionarias, ya que por supuesto u_t es puramente aleatorio.

Por el contrario, la estacionariedad significa que los desequilibrios son transitorios, es decir, que se fluctúa transitoriamente alrededor de una tendencia que es completamente predecible. Por lo tanto, el carácter estacionario de las series, implica que los desequilibrios son temporales.

En el caso del PIB, la tendencia hace referencia al nivel de producto potencial o estacionario de largo plazo, y las variaciones temporales, indican la presencia del ciclo económico, explícito en el nivel de producto observado o efectivo.

La distinción entre series estacionarias y series que presentan raíz unitaria¹¹¹ (no estacionarias) es fundamental en el análisis de series de tiempo. Es evidente que la caracterización de la tendencia, su identificación y el hecho de hacer explícita la

¹¹¹ Considerando el modelo: $Y_t = Y_{t-1} + u_t$, donde u_t es el término de error estocástico, se puede escribir como $Y_t - Y_{t-1} = u_t$. Ahora bien, utilizando el operador de rezagos L de tal manera que $LY_t = Y_{t-1}$, $L^2Y_t = Y_{t-2}$ y así sucesivamente, se puede escribir $Y_t = Y_{t-1} + u_t$ como $(1 - L)Y_t = u_t$. El término raíz unitaria se refiere entonces, a la raíz del polinomio en el operador de rezago.

forma del proceso estocástico subyacente que genera la serie, es crucial para definir el modelo más adecuado para recoger dicho comportamiento. En efecto, en series como las del PIB, la tasa de interés o M1 que, han presentado con frecuencia en distintos trabajos empíricos, tendencia aleatoria o de caminata aleatoria, sería un error describir su comportamiento a través de modelos como el ARMA (p,q), el cual fue desarrollado para series que originalmente son estacionarias, es decir, integradas de orden 0, I (0). Para series como estas, sería más adecuado utilizar modelos como el ARIMA o de un proceso de Vectores Autorregresivos, VAR.

De este modo, se dice que un proceso estocástico es estacionario si las funciones de distribución conjuntas son invariantes con respecto a un desplazamiento en el tiempo (variación de t). Es decir, considerando que $t, t+1, t+2, \dots, t+k$ reflejan períodos sucesivos:

$$F(Y_t, Y_{t+1}, \dots, Y_{t+k}) = F(Y_{t+m}, Y_{t+1+m}, \dots, Y_{t+k+m})$$

para cualquier t, k y m ; por ejemplo:

$$F(y_1, y_2, \dots, y_6) = F(y_{10}, y_{11}, \dots, y_{15})$$

$$\text{donde } t=1, k=5, m=9$$

$$F(y_3, y_4, y_5) = F(y_7, y_8, y_9)$$

$$\text{donde } t=3, k=2, m=4$$

Esta definición de estacionariedad se define como estacionariedad en sentido estricto o fuerte y puede relajarse sustancialmente utilizando la denominada estacionariedad en sentido amplio o débil. En este sentido, se dice que un proceso estocástico es débilmente estacionario, como se menciono anteriormente, si:

- Las esperanzas matemáticas de las variables aleatorias no dependen del tiempo, son constantes:

$$E[Y_t] = E[Y_{t+m}] \quad \forall m$$

- Las varianzas tampoco dependen del tiempo y son finitas:

$$Var[Y_t] = Var[Y_{t+m}] \neq \infty \quad \forall m$$

- Las covarianzas entre dos variables aleatorias del proceso correspondientes a períodos distintos de tiempo (distintos valores de t) solamente dependen del lapso de tiempo transcurrido entre ellas:

$$Cov(Y_t, Y_s) = Cov(Y_{t+m}, Y_{s+m}) \quad \forall m$$

De esta última condición se desprende que, si un fenómeno es estacionario, sus variables pueden estar relacionadas linealmente entre sí, pero de forma que la relación entre dos variables sólo depende de la distancia temporal k transcurrida entre ellas.

Una vez introducido el concepto genérico de proceso estocástico puede decirse que una serie temporal cualquiera es en realidad una muestra, una realización concreta con unos valores concretos de un proceso estocástico teórico, real. Por lo tanto, al utilizar un marco econométrico de series de tiempo, lo que se intenta es inferir las características de la estructura probabilística subyacente, es decir, inferir acerca del verdadero proceso estocástico que genera los datos.

3.1.3. Pruebas de raíces unitarias. Cuando se estudian series de tiempo, especialmente si son series macroeconómicas, es fundamental entender e interpretar que tipo de relaciones dinámicas conjuntas tienen las series, usando como criterio fundamental el proceso aleatorio subyacente que la genera durante el intervalo de tiempo bajo estudio. En este contexto, interesan los valores de largo plazo de las variables, por lo que el concepto de estacionariedad de la serie cobra la mayor relevancia. Dado que el hecho de que una serie temporal posea características de estacionariedad (media, varianza y autocovarianza independientes del tiempo, como se mencionó antes) es importante para la confiabilidad de un modelo con fines predictivos o explicativos de la realidad económica, se han desarrollado pruebas que intentan contrastar el proceso estocástico que genera la serie de tiempo; esto, en un contexto en el que la mayor parte de las series macroeconómicas presentan los inconvenientes de una caminata aleatoria para efectos de predicción y análisis y en el que la mayoría de los avances en teoría económica se han hecho sobre la base de procesos dinámicos y de valores estables o de largo plazo de las variables.

En términos generales, y como se dijo antes, una serie de tiempo es estacionaria si sigue una senda puramente aleatoria o determinística, es decir, si no tiene una tendencia sistemática. Por el contrario, si una variable presenta tendencia estocástica, y por tanto de caminata aleatoria, esta fluctuara en el tiempo

siguiendo una senda sistemática con una tendencia positiva o negativa como en el caso del PIB.

El concepto de caminata aleatoria fue introducido por primera vez por el estudio de Charles Nelson y Charles Plosser, en el que encontraron evidencia de que el PIB y otras series de tiempo macroeconómicas se comportan como caminatas aleatorias. Este trabajo generó una serie de estudios que investigaron si las variables económicas o financieras son caminatas aleatorias o revierten sus tendencias a una media considerada de largo plazo. Varios de estos estudios muestran que muchas series de tiempo económicas parecen ser caminatas aleatorias o al menos tienen componentes de caminata aleatoria. La existencia de componentes de caminata aleatoria en series de tiempo es importante, ya que evidencia que los choques o innovaciones no son temporales, sino que por el contrario tienen efectos permanentes sobre la serie al alterar el valor de su media entre cada periodo. Así mismo, la presencia de tendencia estocástica en dos o más variables, implica la imposibilidad de inferir relaciones dinámicas de largo plazo entre ambas, que por lo demás serían dudosas debido a la existencia de una tendencia persistente común a ellas (la verificación de la no existencia de asociación espuria entre las variables se lleva a cabo a través de verificación de relaciones cointegrantes, las cuales serán explicadas más adelante).

En este contexto, la mayor parte de los estudios originados en los hallazgos empíricos de Nelson y Plosser, usan las pruebas de raíces unitarias introducidas por David Dickey y Wayne Fuller.

Dickey y Fuller derivaron la distribución para el estimador ρ que se cumple cuando $\rho = 1$ (raíz unitaria) y generaron estadísticas para una prueba F simple de la hipótesis de la caminata aleatoria; es decir, la hipótesis de que $\beta = 0$ y $\rho = 1$. La forma más fácil de introducir esta prueba es considerando el siguiente modelo:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

donde u_t es el término de error estocástico que sigue los supuestos clásicos, a saber:

- ❑ Tiene media cero.
- ❑ Varianza constante, σ^2 .
- ❑ No están autocorrelacionados.

Un término de error con dichas propiedades es conocido también como termino error ruido blanco. Como observa Gujaratti, “si los U_t no solo no están autocorrelacionados sino que también son independientes, el termino de error se denomina ruido blanco estricto”. Obsérvese también, que si el termino de error esta autocorrelacionado, se puede dar cabida a esta contingencia aplicando la prueba Dickey – Fuller aumentada (ADF).

La autocorrelación entre los errores, implica que estos siguen patrones sistemáticos, por lo cual, Y_t dependería no solo de Y_{t-1} , sino también de U_{t-1} , puesto que U_{t-1} determina en cierta medida a U_t . En este sentido, en palabras de Gujaratti, “la autocorrelación se puede definir como la correlación entre series de observaciones ordenadas en el tiempo (cuando se trata de series de información de series de tiempo) o en el espacio (en información de corte transversal)”.

La autocorrelación tiene diferentes motivos, entre los cuales están:

- ❑ Inercia: La inercia o lentitud, característica relevante de la mayoría de las series de tiempo. En este sentido, ya que el PIB, el IPC, la producción, el empleo y el desempleo presentan ciclos económicos, en el fondo de una recesión, cuando se inicia la recuperación económica, la mayoría de estas series se mueven hacia arriba; por lo tanto, el valor de una serie en un punto del tiempo es mayor a la anterior. En este sentido, se forma una serie con tendencia positiva entre ellas, lo cual continuara hasta que algo suceda para reducirlo (por ejemplo, un incremento de las tasa de interés, de los impuestos o ambos).
- ❑ Sesgo de especificación: el caso de variables excluidas.
- ❑ Sesgo de especificación: una forma funcional incorrecta del modelo.
- ❑ El fenómeno de la telaraña: en el cual, las perturbaciones afectan a las series temporales en forma rezagada.

Una ecuación de la forma (1) es una regresión de primer orden, o AR(1), en la cual se efectúa la regresión del valor de Y en el tiempo t sobre su valor en el tiempo $t-1$. En este sentido, si el coeficiente de Y_{t-1} (ρ) es en realidad igual a 1, surge lo que se conoce como problema de raíz unitaria, es decir una situación de no estacionariedad.

Por lo tanto, si se supone que la variable Y_t ha estado creciendo en el tiempo, puede describirse a través de la siguiente ecuación:

$$Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Una de las posibilidades, es que Y_t ha estado creciendo debido a que tiene una tendencia positiva ($\beta > 0$), pero sería estacionaria después de eliminar la tendencia (es decir, $\rho < 1$). En este caso Y_t podría usarse en una regresión tradicional. Otra posibilidad, es que Y_t ha estado creciendo debido a que sigue una caminata aleatoria con un rumbo positivo (es decir, $\alpha > 0$, $\beta = 0$ y $\rho = 1$). En este caso, se trabajaría con ΔY_t ¹¹². Así, la eliminación de la tendencia no haría estacionaria la serie, y la inclusión de Y_t en una regresión (aun si se elimina la tendencia) puede conducir a resultados espurios o dudosos. Hasta aquí es claro que cuando dos series siguen tendencias estocásticas, la relación de largo plazo existente entre ellas sería espuria, ya que sería producto de una tendencia sistemática persistente, positiva o negativa entre ambas y de la acumulación consecutiva de shocks, por lo que la serie estaría siendo explicada por las innovaciones.

Lo anterior concuerda con lo opinado por el grupo GRECO¹¹³, en el sentido de que cuando la serie de una variable sigue una tendencia de caminata aleatoria, tiene dos implicaciones importantes:

- Una regresión de una contra la otra puede conducir a resultados falsos o espurios.
- Si una variable como el PIB sigue una caminata aleatoria, los efectos de un shock temporal no se disipa aún después de varios años, sino que será permanente.

En este sentido, el proceso generador de una serie puede ser estacionaria o no estacionaria, y dichas características son susceptibles de evaluación a partir de los test de integración desarrollados por Dickey y Fuller a través de simulaciones de Monte Carlo¹¹⁴. En términos generales, dichos test evalúan la presencia de raíz

¹¹² Donde $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$

¹¹³ GRUPO DE ESTUDIOS DEL CRECIMIENTO ECONOMICO, GRECO. El crecimiento económico Colombiano en el siglo XX. Bogotá : Fondo de Cultura Económica, 2002. p. 70.

¹¹⁴ Los experimentos de Monte Carlo son esencialmente experimentos de muestreo o de simulación por computador, y son frecuentemente utilizados para estudiar las propiedades estadísticas de diversos métodos de estimación de los parámetros poblacionales.

unitaria en el componente de tendencia de la serie. Así, si se supone que una serie Y_t está generada por un proceso autorregresivo de primer orden¹¹⁵:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + U_t$$

si $\rho = 1$ (o mayor), entonces Y_t será no estacionario y el valor actual de Y_t dependerá de su valor inicial y de “todos los errores del pasado”, lo cual indicara que dichos errores tienen efectos permanentes sobre la variable. Por lo tanto, la media y la varianza de Y_t aumentarán a medida que t tiende a infinito y no hay fuerza que revierta la serie a un valor medio. Si el valor inicial de Y fuese cero, Y_t sería la sumatoria de los errores del pasado¹¹⁶.

Si $|\rho| < 1$ (o mayor), entonces Y_t es estacionario¹¹⁷ con media y varianza constantes e independientes del tiempo. Así, las series estacionarias tienden a regresar a sus valores medios y fluctúan alrededor de ellos dentro de un rango más o menos constante, mientras que una serie no estacionaria tiene una media diferente en cada punto del tiempo. Igualmente, un choque a una variable estacionaria tiene necesariamente efecto temporal y la serie regresa a su media de largo plazo. En cambio, un choque a una variable no estacionaria tiene un efecto permanente. Es importante aquí anotar, que no se trata de que las series de tiempo por sí mismas sean estacionarias o no, lo que interesa es que la fuerza de los choques a los cuales las series han sido expuesta es lo que las convierte en series estacionarias o series de caminata aleatoria. Por lo tanto, una prueba de estacionariedad o de contrastación de presencia de raíz unitaria, en sentido amplio, estaría indicando la potencia o naturaleza de los choques que afectan en forma permanente o temporal las series.

En este sentido, si dos series son no estacionarias, una regresión tradicional simple puede encontrar relaciones aparentemente significativas, siendo espuria la relación de largo plazo. Si bien diferenciar las variables evade el problema de una regresión espuria, implica eliminar información valiosa de largo plazo.

Es en este punto donde es crucial las pruebas de existencia de raíz unitaria o test de integración no estacional, ya que es necesario evitar deducir relaciones falsas

¹¹⁵ Autoregresivo de primer orden, ya que se efectúa regresión del valor de Y en el tiempo t sobre su valor en el tiempo $(t-1)$.

¹¹⁶ Si $Y_0 = 0$ entonces

$Y_t = \sum_{i=1}^{t-1} \rho^{t-i} \mu_i$ por lo tanto, si $|\rho| > 1$, la media y la varianza crecen a medida que la muestra

crece; si $|\rho| < 1$ la media y la varianza son independientes de la muestra temporal.

¹¹⁷ Por lo cual se denominara variable integrada de orden 0, $I(0)$.

entre las variables. Por lo tanto, al llevar a cabo el estudio de fenómenos económicos a través de econometría de series de tiempo, la primera prueba es la de no estacionariedad sobre las series, de Dickey – Fuller, cuya hipótesis nula es la existencia de raíz unitaria, es decir que las series sean integradas de orden 1, I(1).

Así, si se efectúa la regresión:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + U_t \quad (7)$$

y se encuentra que $\rho = 1$, entonces se dice que la variable estocástica Y_t tiene una raíz unitaria. Dado que la propuesta original de Dickey – Fuller proponía contrastar la hipótesis nula (H_0) de presencia de raíz unitaria contra la alterna (H_1) de presencia de un proceso autorregresivo estacionario así:

$$H_0: Y_t = Y_{t-1} + U_t$$

$$H_1: Y_t = \rho Y_{t-1} + U_t$$

sobre el planteamiento original de la variable en la hipótesis alterna (H_1) se resta a ambos lados de la identidad el valor de la variable retardada, donde se obtiene la siguiente expresión:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + U_t$$

Agrupando términos y utilizando el operador diferencias Δ , queda en la forma de la ecuación (7):

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= (\rho - 1)Y_{t-1} + U_t \\ \Delta Y_t &= \delta Y_{t-1} + U_t \end{aligned}$$

donde $\delta = (\rho - 1)$ y donde Δ es el operador de primera diferencia¹¹⁸, $\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1})$. En este orden de ideas, la hipótesis nula de la prueba de raíz unitaria introducida por Dickey – Fuller es que $\delta = 0$, cuando $\rho = 1$, es decir, que existe raíz unitaria en la serie bajo estudio. Por lo tanto, si δ es en realidad 0, se puede escribir como:

¹¹⁸ ΔY_t es la primera diferencia de Y_t (AR (1)).

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = U_t$$

por lo cual, como se dijo antes, la primera diferencia de una serie de tiempo de caminata aleatoria ($=U_t$) es una serie de tiempo estacionaria porque, por supuestos, U_t es puramente aleatoria, lo que implicaría que la serie no tendría una tendencia sistemática positiva o negativa sino determinística.

Así, bajo la hipótesis nula de que $\rho = 1$, el estadístico t calculado convencionalmente se conoce como el estadístico τ (tau), cuyos valores críticos fueron tabulados por Dickey y Fuller¹¹⁹ con base en simulaciones de Monte Carlo. En la literatura econométrica, la prueba tau se conoce como la prueba Dickey – Fuller (DF), en honor a sus descubridores. En dicha prueba, si la hipótesis nula de que $\rho = 1$ es rechazada, por lo que la serie de tiempo sería estacionaria, se podría usar la prueba t usual, la t de student.

Por lo tanto, si el valor absoluto calculado del estadístico τ (es decir, $|\tau|$) excede los valores absolutos τ críticos de DF, entonces no se rechaza la hipótesis de que la serie de tiempo dada es estacionaria, es decir, se rechaza la hipótesis nula de que la serie de tiempo presenta raíz unitaria. Si por el contrario, este es menor que el valor crítico, la serie de tiempo es no estacionaria.

Por razones teóricas y prácticas, la prueba Dickey – Fuller se aplica al análisis de los siguiente modelos alternativos:

$$(\tau) \quad \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + U_t \quad (8)$$

$$(\tau_\mu) \quad \Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + U_t \quad (9)$$

$$(\tau_\tau) \quad \Delta Y_t = \alpha + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + U_t \quad (10)$$

Donde t es la variable de tiempo o tendencia, α un término constante y β el parámetro asociado a una tendencia lineal simple t . En cada caso, la hipótesis nula es que $\delta = 0$, es decir, existe una raíz unitaria. Así, la diferencia entre (8) y las otras dos regresiones se encuentra en la inclusión de la constante (el intercepto) en (9) y (10) y el término de tendencia en (10).

¹¹⁹ Esos valores están recogidos en DICKEY, D.A. y FULLER, W.A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. En : Econométrica No. 49 (1981); tabla 8.5.2, pág 373.

Por otra parte, si el termino de error estocástico U_t esta autocorrelacionado, se modifica (10) de la forma siguiente:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Donde, $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$, etc; es decir, se utilizan términos en diferencia rezagados. El numero de términos en diferencia rezagados que deben incluirse, con frecuencia se determina empíricamente, siendo la idea incluir suficientes, de tal forma que el termino de error en (4) sea serialmente independiente. En este sentido, cuando se aplica la prueba de Dickey – Fuller a modelos en los cuales el termino de error se encuentra autocorrelacionado, esta prueba es llamada Dickey – Fuller aumentada (ADF)¹²⁰.

Aunque la prueba de Dickey – Fuller se usa extensivamente, debe tenerse en cuenta que su potencia es limitada, ya que solo permite rechazar (o dejar de rechazar) la hipótesis de que una variable no es una caminata aleatoria. Así, una falla en rechazar (en especial en un nivel de significancia alto) solo proporciona una evidencia débil a favor de la hipótesis de la caminata aleatoria. Además, las pruebas de raíz unitaria adolecen de los siguientes problemas:

- ❖ Empíricamente es difícil distinguir entre un proceso estacionario alrededor de una tendencia, $I(0)$, (TSP) y un proceso estacionario en la primera diferencia, $I(1)$ o más, (DSP), ya que sus primeras diferencias mantienen una relación de equivalencia no solo de carácter funcional sino también en las propiedades estadísticas.
- ❖ En la medida en que los test dependen fundamentalmente de los supuestos que se hagan sobre el DGP (proceso generador de datos) de las series, es conveniente desde el punto de vista empírico fijar ex ante una posición sobre la forma de TD_t ¹²¹ para no sesgar la prueba¹²².
- ❖ El uso de gráficos si bien puede ayudar a tomar decisiones sobre el tipo de test a utilizar, puede también sesgar al investigador.

¹²⁰ Los valores críticos están recogidos en la tabla que se encuentra en DICKEY, D.A. y FULLER, W.A., Op. cit., p. 66.

¹²¹ TD_t es el componente de tendencia determinística.

¹²² Este punto se refiere a la necesidad de evaluar de manera anticipada la presencia en el modelo de intercepto, componente de tendencia o de errores serialmente correlacionados.

- ❖ Una combinación inadecuada de rezagos (aumento o reducción indiscriminada en la parte aumentada del test) o un manejo inapropiado de los componentes de TD_t pueden llevar a conclusiones equivocadas.
- ❖ La presencia de componentes estacionales en las series genera serios inconvenientes en la toma de decisiones sobre el orden de integración de la serie en pruebas del tipo Dickey-Fuller.

Por lo tanto, el paso inicial, al comenzar estudios econométricos bajo esquemas de series de tiempo, es la caracterización de la tendencia de las series, lo cual solo se logra definiendo estacionariedad o no en la misma. Los test de no estacionariedad desarrollados por Dickey – Fuller cumplen esta función, en la medida en que permiten inferir acerca del proceso estocástico subyacente que genera la serie bajo estudio. La definición o caracterización de la tendencia en series de tiempo es importante para la predicción y análisis económico de las relaciones dinámicas que surgen entre las variables. En este sentido, una serie con presencia de caminata aleatoria invalida supuestos clásicos de media y varianzas constantes, por lo cual no se podrían conocer los valores estables de largo plazo de las variables, y por lo tanto, se dificultaría su análisis de interacción dinámica en el largo plazo. Como punto final de este apartado, es importante mencionar, que como lo demuestran diversos autores¹²³, la potencia del contraste propuesto para evaluar presencia de raíz unitaria (DF) decrece cuanto mayor sea el número de parámetros incluidos incorrectamente, o cuando omitimos componentes deterministas (tendencia o deriva) relevantes.

3.1.4. Pruebas de cointegración. La mayor parte de la teoría macroeconómica se basa en la relación entre variables en el largo plazo. En este sentido, las variables tienen efectos dinámicos¹²⁴ que se suponen estructurales o de equilibrio estable en el largo plazo sobre otras, lo cual sugiere, que desequilibrios son solo transitorios, por lo que dichas relaciones de largo plazo se suponen estacionarias. En este caso, el supuesto de estacionariedad no se refiere solo a la característica particular del proceso estocástico subyacente que genera la serie específica (contrastado a través de un proceso univariado), sino a la relación de largo plazo existente entre las variables generada por un proceso aleatorio que permite inferir una estructura estadística de relación dinámica entre ellas. Cuando dos series de

¹²³ Por ejemplo, CAMPBELL, J. Y. y PERRON, Pierre. Pitfalls and oportunities: GAT Macroeconomics Should Know About Unit Rotos. En : Technical Working Paper 100, NBER Working Paper Series (1991); pág. 56.

¹²⁴ El termino dinámica, tal como se aplica en el análisis económico, hace referencia a un tipo de análisis cuyo objeto puede ser trazar y estudiar las trayectorias temporales específicas de las variables, o bien determinar, para un tiempo dado, si esas variables tenderán a converger hacia ciertos valores que se consideran de equilibrio.

tiempo presentan la característica de estacionariedad en sus relaciones dinámicas de largo plazo, se dice que existe un vector de cointegración entre las mismas.

En términos generales, cuando se consideran series de tiempo económicas, es posible que estas presenten un grado alto de relación o asociación, representado por el R^2 . Es posible que este grado de asociación no se deba a la interacción estructural o estacionaria entre ellas en el largo plazo, sino a una tendencia que es común a las mismas y que no refleja el verdadero grado de asociación económica. En este caso, un alto R^2 solo será reflejo de una tendencia que es casual en términos econométricos, pero que no expresa el verdadero grado de asociación o interacción económica, es decir, no representa una relación lineal estable o de largo plazo entre las variables; lo que es lo mismo, no expresa la existencia de un vector de cointegración.

Verificar la existencia o no de un vector cointegrante entre variables o series económicas, es importante a partir de los hallazgos del trabajo de Nelson y Plosser, en el cual encontraron que existen series que no son estacionarias originalmente y que por el contrario presentaban características de una caminata aleatoria. Así, en muchas ocasiones, debido a la propiedad de integrabilidad dominante¹²⁵ en las series¹²⁶ que se utilizan para identificar las relaciones y/o a la existencia de problemas de especificación en el modelo que se usa para cuantificarla, los desequilibrios pueden ser de carácter permanente (no transitorio). Este hecho es fundamental en el análisis de series de tiempo, ya que implica que la tendencia de las mismas es aleatoria, no determinística, por lo cual su media varía entre periodos y dificulta hacer predicción o análisis estructural, ya que no tienen una estructura estadística que sea fija en el largo plazo; como lo afirma Nathan Balke¹²⁸, “la presencia de una tendencia estocástica implica que las fluctuaciones en una serie de tiempo son el resultado de “shocks” que no solamente afectan el componente transitorio o cíclico, sino también el componente

¹²⁵ De no estacionariedad; dadas dos series no estacionarias X_t y Y_t , la serie resultante $Z_t = aX_t + bY_t$ conserva la propiedad de no estacionariedad excepto en el caso que X_t y Y_t mantengan una relación de largo plazo, es decir, que X_t y Y_t estén cointegradas con (a,b) el Vector de Cointegración (véase ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. J. Co – integration and Error Correction : Representation, Estimation and Testig. En : Económetría No. 55 (1987).

¹²⁶ Un proceso Y_t p dimensional, integrado de orden d, $I(d)$, es decir, $\nabla^d Y_t$ es estacionario y $\nabla^{d-1} Y_t$ no lo es, se dice cointegrado si existe al menos una combinación lineal CY_t integrada de un orden menor que d (es decir, si por ejemplo las series son integradas de orden 1, la combinación lineal entre ellas debe ser integrada de orden 0, estacionaria). Es de señalar, que en este contexto no se exige que todas las variables que conforman el vector estén integradas de orden d (es decir, del mismo orden), por lo cual esta presentación difiere de la forma bietápica de Engle y Granger (1987) en la cual se requiere el mismo orden de integración en todas las componentes del vector Y_t .

¹²⁸ BALKE, Nathan S. Modelling Trends in Macroeconomic Time Series. En : Economic Review, Federal Reserve Bank of Dallas (may. 1991); pag. 21.

de tendencia, lo cual indica que las perturbaciones o innovaciones sobre tales series de tiempo alteraran permanentemente su nivel". En este sentido, no era posible hallar una relación estructural o estacionaria a partir de series cuya estructura estocástica no lo fuera, ya que era probable llegar a resultados dudosos o espurios, producto de regresión inconsistente; esto último ocurriría, dado que en la regresión de una caminata aleatoria contra otra no se pueden utilizar pruebas de significancia convencional (t y F), ya que estas indicarían una relación entre las variables, cuando de hecho no existe ninguna¹²⁹. Por este motivo, se empezó a trabajar con las series a partir de sus primeras diferencias. Aunque este método es aceptable y se hizo común, es posible perder información importante de las variables cuando se trabaja con sus primeras diferencias.

La principal implicación de una regresión espuria es que variables que podrían estar no relacionadas económicamente, aparecen relacionadas estadísticamente. Otra forma de entender el problema, es que un grupo de variables resultan relacionadas estadísticamente no porque los datos estén corroborando una determinada teoría, sino porque las pruebas utilizadas para evaluar la significancia estadística de dichas variables no guardan sus propiedades estadísticas. La explicación de estos problemas se halla en la naturaleza no estacionaria de algunas de las series. Técnicamente hablando, si las series son no estacionarias, estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios producen, con una alta probabilidad, resultados espurios. Así, los estadísticos t y F y medidas como el Durbin – Watson y el R^2 no son confiables porque no retienen sus propiedades estadísticas básicas. Por ejemplo, bajo una regresión espuria, las pruebas t y F de mínimos cuadrados ordinarios divergen cuando el tamaño de la muestra se incrementa. Por lo tanto, las pruebas de significancia estadística sobre dichos coeficientes no es confiable.

Este inconveniente se salva, si se encuentra que existe una relación lineal que sea estacionaria entre dos series que presentan caminatas aleatorias. En este sentido, existirá una relación lineal entre dos variables, es decir, existirá un vector de cointegración si se encuentra que U_t es integrada de orden 0, $I(0)$ o estacionaria, por lo cual las series se encontraran en la misma longitud de onda¹³⁰. Como afirma Gujaratti, "si este es el caso, la regresión de las dos variables en niveles, es significativa (es decir, no es espuria); y no se pierde información valiosa de largo plazo, lo cual sucedería si se utilizaran sus primeras diferencias". Por lo tanto, la cointegración es el caso especial de series no estacionarias que poseen una relación sistemática (no espuria) de equilibrio a largo plazo, y se convierte en la caracterización estadística de estas relaciones de equilibrio, dado

¹²⁹ Por tanto, la comprobación de la estacionariedad individual de las series se convierte en una condición suficiente de verificación de estacionariedad del sistema, es decir, de cointegración de las variables.

¹³⁰ Dos series se encuentran en la misma longitud de onda, si presentan el mismo orden de integración.

que existe una combinación lineal de las variables que es estacionaria. Por lo tanto, la cointegración representa una tendencia de largo plazo común y estable entre dos variables integradas.

Por ejemplo, si se ejecuta la “regresión de cointegración” de la forma:

$$X_t = \alpha + \beta y_t + e_t \quad (12)$$

se deberá probar si los residuales e_t de esta regresión son estacionarios; los residuales e_t son estacionarios si su media es cero y su varianza es constante e independiente del tiempo. Así, si X_t y Y_t no están cointegradas, cualquier combinación lineal de ellas será no estacionaria y por lo tanto los residuales e_t serán no estacionarios. Específicamente se deberá probar que e_t no es estacionaria, es decir, la hipótesis de no cointegración. En este sentido, “contrastar” o verificar la existencia de un vector de cointegración entre un conjunto de variables, equivale a contrastar la existencia de una raíz unitaria (no estacionariedad) en las perturbaciones de la ecuación cointegrante. Por lo tanto, se puede utilizar para ello cualquier contraste de raíces unitarias, la única diferencia estriba en que ahora se contrasta la presencia de una raíz unitaria en una serie estimada (los residuos mínimo-cuadráticos de la ecuación cointegrante), en lugar de en una serie observada. En términos generales, los Test de cointegración evalúan si los residuos de regresión de cointegración son estacionarios, utilizando para ello una versión análoga del Test de Dickey – Fuller, pero aplicado a los residuos.

Una expresión de la forma (12), hace explícito el hecho de que regularmente las relaciones entre variables se cuantifican mediante modelos lineales de regresión. Al seleccionar el modelo uniecuacional como instrumento de análisis en donde una de las variables es tratada como endógena (en este caso la variable X_t) y las restantes como explicativas (Y_t) se impone de antemano:

- ❑ La restricción de exogeneidad sobre las últimas, es decir, se olvida la posible existencia de relaciones simultáneas entre las variables (problema de endogenización a priori).
- ❑ La existencia de un único vector de cointegración sobre el conjunto completo de variables.

Surgen varios interrogantes sobre las consecuencias del uso del modelo uniecuacional:

- ❑ Que sucede si existe al menos una relación de simultaneidad?
- ❑ Que pasa si hay más de un vector de cointegración?

Por lo tanto, el llevar a cabo pruebas “tradicionales” de cointegración bajo “estimación uniecuacional”, llevado a cabo a través de la propuesta bietápica¹³¹ de Engle y Granger¹³², las cuales permiten como máximo encontrar un vector de cointegración, conduce a una pérdida de información valiosa sobre el sistema y por lo tanto se convierte en un método de estimación que es estadísticamente ineficiente (Johansen)¹³³.

Lo sugerido anteriormente tiene sentido; las relaciones estructurales entre variables no son necesariamente de una sola vía, por lo cual puede existir entre ellas un esquema específico de retroalimentación o un complejo mecanismo de transmisión de efectos. Por lo tanto, si existen dos o más vectores de cointegración, el cual se omite en el análisis univariado propuesto por Engle y Granger, se produce un sesgo por mala especificación (Mehra)¹³⁴. Estos problemas son resueltos, entre otros, por métodos como el de Johansen¹³⁵, el cual hace uso de análisis multivariado para hallar la existencia de dos o más vectores de cointegración en complejos modelos de tres o más variables¹³⁶ como el aquí propuesto.

¹³¹ Realizando en primer lugar una estimación de una regresión denominada estática y utilizando posteriormente los residuos de esta estimación sobre las ecuaciones dinámicas, en donde los residuos de dicha regresión deberán ser estacionarios por lo que representaran una relación estable o de largo plazo entre las variables.

¹³²ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. J. Co – integration and Error Correction : Representation, Estimation and Testig. En : *Econometría* No. 55 (1987); pag 251-276.

¹³³ JOHANSEN, S. Statistical Analisis of Cointegrating Vectors. En : *Journal of Economic Dynamics and Control* No. 12 (1988).

¹³⁴ MEHRA, Y. P. Monetary Policy and Long-Term Interest Rates. En : *Bulleting of Federal Reserve Bank of Richmond* (1996); pag. 25.

¹³⁵ Es de anotar que existen otras metodologías que permiten encontrar las relaciones cointegrantes existentes bajo el sistema, tales como: la desarrollada por Stock y Watson (1993), conocida como reconocimiento de tendencias comunes, la de Saikkonen (1991) en la cual se estiman y prueban las relaciones de cointegración dentro de sistemas de ecuaciones a través de aproximaciones autorregresivas, la de Park (1992) basada en regresiones de cointegración canónica, entre otras.

¹³⁶ En el cual se establece un mecanismo de reconocimiento conjunto de todas las posibles relaciones cointegrantes existentes dentro del vector de variables integradas de orden d , $I(d)$, eliminando de esta forma, la restricción de a lo sumo un vector cointegrante, eliminando así el problema de endogenización a priori. Su objetivo es determinar el numero de vectores de cointegración entre las P variables y estimar un sistema

La gravedad de estos problemas esta directamente asociada con los objetivos econométricos del trabajo específico (Misas)¹³⁷. En este sentido, dado que el fin ultimo del presente trabajo de grado, es la utilización de un esquema de vectores autorregresivos (VAR) con el fin de describir el comportamiento estructural de las variables bajo estudio, y ya que este esquema, además de hacer demandas teóricas mínimas (como se planteara más adelante), también permite contrastar el comportamiento teórico esperado de las variables con el de su comportamiento práctico, el fin ultimo es hacer una revisión econométrica del proceso estocástico subyacente que genere las series, en una forma que de antemano se puede catalogar como aproximada, con el fin de describir su comportamiento en la forma de interacción estructural - dinámica con el fin de contrastarlo con algunos hechos estilizados de la economía Colombiana. En términos prácticos, se busca describir el funcionamiento real de las series a partir de una estructura de interacción dinámica esperada, lo cual puede lograrse a través de análisis multivariado, iniciando por encontrar todos los posibles vectores cointegrantes.

En este sentido, aunque la teoría de cointegración, desarrollada por Engle y Granger¹³⁸ es importante por razones que van mas allá de su uso como un diagnostico para la regresión lineal¹³⁹, es limitada, por cuanto no permite interpretar un amplio nivel de interacción dinámica de las variables en el largo y corto plazo. En muchos casos, la teoría económica nos dice que dos variables podrían estar cointegradas, pero como lo sugirió Sims, los planteamientos teóricos a menudo adolecen de escasez dinámica. De otro lado, la cointegración permite discernir acerca de la validez de utilizar un conjunto completo de parámetros Θ (un sistema de ecuaciones) o de un subconjunto de este (a través de hipótesis especiales de cointegración, como las pruebas de exclusión)¹⁴⁰. Así, mediante el concepto de cointegración es posible determinar la forma como se relacionan las variables en el largo y el corto plazo dentro del sistema que se intenta interpretar.

Por lo tanto, este trabajo utilizara el test de contrastación de cointegración propuesto por Johansen. Así, el procedimiento de Johansen parte de la representación autorregresiva general de una matriz multivariante de m variables

conformado por ellas, considerando restricciones de largo plazo, si estas existen, partiendo de una representación autoregresiva de orden K .

¹³⁷ MISAS, M. y OLIVEROS, H. Cointegración, Exogeneidad y Critica de Lucas: Funciones de Dinero en Colombia: Un Ejercicio Mas. Bogotá : Banco de la Republica, 1997. pag. 43 (Borradores de Economía; 75).

¹³⁸ ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. J., Op. cit., p. 251 – 276, 1987.

¹³⁹ En sentido específico, la verificación de cointegración entre dos variables es fundamental para verificar la no existencia de resultados espurios a partir de una regresión entre las mismas.

¹⁴⁰ Las pruebas de exclusión se realizan para observar cual es el numero de variables validas dentro del vector de cointegración, ya que cuando se analiza un modelo VAR existe la posibilidad de que solo un subconjunto de variables sea necesario dentro del espacio de cointegración. Este tipo de pruebas son optativas y no se llevaran a cabo dentro de la metodología econométrica propuesta.

que, omitiendo por simplicidad los posibles componentes deterministas, esta dada por:

$$Y_t = \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + U_t$$

restando en ambos lados de la identidad la matriz Y_{t-1} , se tiene que:

$$Y_t - Y_{t-1} = \Pi_1 Y_{t-1} - Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + U_t$$

que se puede reescribir como:

$$\Delta Y_t = (\Pi_1 - 1) Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + U_t$$

sumando y restando $(\Pi_1 - 1) Y_{t-2}$ a la derecha de la identidad y agrupando términos, se tiene que:

$$\Delta Y_t = (\Pi_1 - 1) Y_{t-1} - (\Pi_1 - 1) Y_{t-2} + \Pi_2 Y_{t-2} + (\Pi_1 - 1) Y_{t-2} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + U_t$$

$$= (\Pi_1 - 1) Y_{t-1} - Y_{t-2} + (\Pi_2 + \Pi_1 - 1) Y_{t-2} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + U_t$$

$$= (\Pi_1 - 1) \Delta Y_{t-1} + (\Pi_2 + \Pi_1 - 1) Y_{t-2} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + U_t$$

repetiendo este proceso p veces, es posible expresar el modelo autorregresivo en términos de las diferencias de los distintos retardos como:

$$\Delta Y_t = (\Pi_1 - 1) \Delta Y_{t-1} + (\Pi_2 + \Pi_1 - 1) \Delta Y_{t-2} + \dots + (\Pi_p + \dots + \Pi_2 + \Pi_1 - 1) Y_{t-p} + U_t$$

creando nuevas matrices:

$$\Omega_i = - \left[I - \sum_{j=1}^i \Pi_j \right] \quad \Omega_i = - \left[I - \sum_{j=1}^p \Pi_j \right]$$

el modelo anterior queda especificado como:

$$\Delta Y_t = \Omega_1 \Delta Y_{t-1} + \Omega_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Omega_p Y_{t-p} + U_t$$

donde la matriz Ω contiene los parámetros que definen las relaciones de equilibrio entre las variables incluidas en el sistema¹⁴¹, luego el rango de dicha matriz definirá el número de relaciones de cointegración diferentes que existen entre las m variables.

En este sentido, el rango máximo que puede presentar dicha matriz Ω es $m - 1$, mientras que el mínimo es 0, por lo que:

- Si $\rho(\Omega) = 0$ todos los vectores son linealmente dependientes, por lo que no existiría ninguna relación de cointegración diferenciada entre las variables;
- Si $\rho(\Omega) = r < m$ entonces existen r vectores (fila) linealmente independientes que recogen r relaciones de cointegración diferentes.

Por lo tanto, si existen relaciones de cointegración $\rho(\Omega) = r < m$, entonces es posible descomponer la matriz Ω en el producto de dos submatrices, λ y β , de orden $(m \times r)$ de forma que:

$$\Omega = \lambda \beta$$

donde β contiene los coeficientes de los vectores de cointegración y λ los parámetros de la velocidad de ajuste.

Así, sustituyendo la matriz Ω en la expresión general del modelo se tiene que:

$$\Delta Y_t = \Omega_1 \Delta Y_{t-1} + \Omega_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \lambda \beta Y_{t-p} + U_t$$

donde el producto βY_{t-p} es estacionario.

¹⁴¹ Es de recordar que las relaciones de cointegración se mantienen para cualquier retardo o desfase entre las variables, es decir, si Y_t y X_t son CI(d,b) entonces Y_{t-p} y X_{t-p} también lo serán.

Por lo tanto, el test de cointegración propuesto por Johansen consistirá en la estimación del modelo VAR con las variables transformadas en diferencias y la determinación del rango de la matriz de coeficientes, Ω . Un VAR así estimado se denomina VEC (Vector Error Correction), el cual descompone la matriz Ω entre los parámetros de velocidad de ajuste λ ¹⁴² y los coeficientes de cointegración β ¹⁴³. Así, un modelo VEC admite una representación dinámica en el que cada una de las variables en diferencias viene determinada por un término constante, por una o varias variables exógenas (lo cual es un aspecto alternativo dentro del modelo), por el rango de cointegración (permite observar un conjunto amplio de vectores de cointegración, si estos existen, en forma dinámica, es decir, con efectos que pueden ser de doble vía) y por los polinomios de retardos de las diferencias de las variables.

En este sentido, así como en los Test de contrastación de presencia de raíz unitaria, el valor de los estadísticos de referencia τ se altera en función de los componentes incorporados, deriva o tendencia determinista, aquí también se alteran, pero en una forma más compleja, por cuanto los términos deterministas pueden aparecer tanto en las relaciones de cointegración (matriz β) como en las relaciones dinámicas (representadas por el propio modelo VAR), pudiendo especificarse el modelo como:

$$\Delta Y_t = \Omega_c + \Omega_t T + \Omega_1 \Delta Y_{t-1} + \Omega_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \lambda(\beta_c + \beta_t T + \beta Y_{t-p}) + U_t$$

donde Ω_c y Ω_t son los parámetros asociados a los componentes deterministas del modelo dinámico para la deriva y la tendencia, y β_c y β_t serán los componentes deterministas de los vectores de cointegración, siendo T la variable determinista que representa el tiempo. Los valores críticos de V_{traza} y V_{max} ¹⁴⁴ fueron calculados por Johansen y Juselius (1990)¹⁴⁵ y pueden resumirse por el siguiente cuadro¹⁴⁶:

¹⁴² Representa la proporción del desequilibrio que se va corrigiendo cada periodo, por lo que hace explícitas las relaciones de las variables en el corto plazo.

¹⁴³ El cual hace explícitas las relaciones lineales de largo plazo entre las series.

¹⁴⁴ Para una mejor comprensión de los procedimientos de máxima verosimilitud para los cuales fueron calculados estos estadísticos, es recomendable remitirse a cualquier texto de econometría avanzada.

¹⁴⁵ JOHANSEN, S., y JUSELIUS, K. Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration with applications to the demand for money. En : Bulletin of Economics and Statistics No. 52 (1990); pag. 169-210.

¹⁴⁶ La mayoría de los programas que ofrecen la contrastación del Test de Johansen incorporan los valores críticos para las distintas especificaciones deterministas; en este sentido, Eviews facilita la contrastación alternativa de los modelos 0, 2, 3, 5 y 8.

Cuadro 5. Estadístico de cointegración de Johansen

		Modelo dinámico		
		$\Omega = \Omega = 0$	$\Omega \neq 0$ y $\Omega = 0$	$\Omega \neq 0$ y $\Omega \neq 0$
Vectores de Cointegración	$\beta = \beta = 0$	Modelo 0	Modelo 1	Modelo 6
	$\beta \neq 0$ y $\beta = 0$	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 7
	$\beta \neq 0$ y $\beta \neq 0$	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 8

En este sentido, se llevara a cabo Test de cointegración en la forma propuesta por Johansen, con el fin de identificar relaciones cointegrantes (verificados a través del coeficiente β) entre las variables y al mismo tiempo confirmar la existencia de relaciones dinámicas entre las series en el corto plazo (a través del parámetro de velocidad de ajuste λ). En base a los resultados del Test, se llevara a cabo como procedimiento complementario a la metodología VAR propuesta, un modelo VEC en base a posibles relaciones cointegrantes entre las series. De este modo, el esquema VEC se llevara a cabo como complemento del modelo VAR con el fin ultimo de acercarse a una descripción detallada de las series analizadas.

3.1.4. Pruebas de causalidad. El análisis de información de series de tiempo es interesante ya que permite la utilización de la información en la forma más eficiente. Ello es así, porque admite inferir acerca de las características estadísticas subyacentes que generaron las series, el tipo de relación existente entre ellas, de lo cual se deriva la capacidad de inferir relaciones estructurales entre las variables y verificar un sistema de causalidad que es implícito a todo sistema de información.

En este sentido, la definición de causalidad entre un conjunto determinado de variables es importante, ya que permite determinar “que causa que” en el ámbito de un sistema de información y “contemplar” la estructura esquemática de las relaciones dinámicas entre las variables en un contexto intertemporal. Esto quiere decir, que es posible apreciar la “secuencialidad” de las relaciones implícitas entre un conjunto de variables que hacen parte de un sistema de información específico.

Por lo tanto, en términos de causalidad, es necesario hacerse la pregunta de si estadísticamente es posible detectar la “dirección” de la causalidad, la relación causa – efecto, cuando hay una relación temporal del tipo adelantado – rezagado entre dos variables. En este sentido, una relación estadística no puede por si misma implicar en forma lógica una causalidad. Para aducir causalidad se debe acudir a consideraciones a priori o teóricas. Así, a pesar de que el análisis de

regresión tiene que ver con la dependencia de una variable de otras variables, esto no implica causalidad necesariamente. En palabras de Kendall y Stuart, "Una relación estadística, sin importar que tan fuerte y sugestiva sea, nunca podrá establecer una conexión causal: nuestras ideas de causalidad deben venir de estadísticas externas y, en ultimo termino, de una u otra teoria"¹⁴⁷.

En este sentido, un problema común en economía es determinar si los cambios en una variable son una causa de los cambios en otra. Por ejemplo, los cambios en el suministro de dinero (oferta monetaria) causan cambios en el PIB, o el PIB y el suministro de dinero están determinados ambos en forma endógena? Un proceso para resolver problemas de este tipo es la prueba de causalidad introducida por Granger y Sims.¹⁴⁸

La prueba de causalidad de Granger¹⁴⁹ supone que la información relevante para la predicción de las variables esta contenida únicamente en la información de series de tiempo sobre las variables respectivas. Pero, causalidad en el sentido de Granger tiene un sentido estadístico y no necesariamente económico. Causalidad en el sentido de Granger mide "que precede a que" en un sentido de información pero no por esto se puede interpretar directamente como causalidad en un sentido económico. La idea básica es muy simple: si **X** causa **Y**, entonces los cambios en **X** deben preceder a los cambios en **Y**. En particular, para decir que "**X** causa **Y**", deben cumplirse dos condiciones. Primera, **X** debe ayudar a predecir **Y**; es decir, en una regresión de **Y** contra valores pasados de **Y**, la adición de valores pasados de **X** como variables independientes deberá contribuir de manera significativa al poder explicativo de la regresión. Segunda, **Y** no debe ayudar a predecir **X**. La razón es que si **X** ayuda a predecir **Y** y **Y** ayuda a predecir **X**, es probable que una o más variables distintas, de hecho, estén "causando" los cambios observados tanto en **X** como en **Y** (Pindyck)¹⁵⁰. Aunque ello puede ser así, se estaria tratando con series que presentan interdependencia dinámica

¹⁴⁷ KENDALL, M. G. y STUART, A. The Advanced Theory of Statistic. En : Charles Griffin Publishers vol. 2 (1961); pag. 279.

¹⁴⁸ SIMS, C. A. Money, Income, and Causality. En : American Economic Review (1972); vol. 62, pag. 540 - 552,. Para un ejemplo de su relación con la literatura de expectativas racionales, vease SARGENT, T. J. A Classical Macroeconometric Model for the United States. En : Journal of Political Economy (1976); vol. 84, pag. 207 - 238, y SARGENT, T. J. Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules under Rational Expectations. En : Journal of Political Economy (1978); vol. 86, pag. 1009 - 1044.

¹⁴⁹ GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross - Spectral Methods. En : Econométrica (jul. 1969); pag. 424-438. Aunque se conoce comunmente como la prueba de causalidad de Granger, es apropiado llamarla la prueba de causalidad Wiener - Granger, ya que anteriormente había sido sugerida por Wiener. Vease WIENER, N. The theory of prediction. En : E. F. Beckenback, Modern Mathematics for Engineers. McGraw - Hill, New York, 1956, p. 165 - 190.

¹⁵⁰ PINDYCK, R. y RUBINFELD, D. Econometría, modelos y pronósticos. 4 ed. México : Mc Graw Hill, 2000. p. 623.

(feedback), que vendrá dada por una relación de causalidad doble. Así, en un sentido dinámico, la causalidad solo podría entenderse en el sentido de que el pasado causa el presente o el futuro.

Para evaluar si cada una de estas dos condiciones se cumple, es necesario probar la hipótesis nula de que una variable no ayuda a predecir a la otra. Por ejemplo, para probar la hipótesis nula de que "**X** no causa **Y**", regresamos **Y** contra valores rezagados de **Y** y valores rezagados de **X**, la regresión sin restricción, y luego ejecutaremos la regresión de **Y** solo contra valores rezagados de **Y**, la regresión restringida. Una prueba F simple puede usarse para determinar si los valores rezagados de **X** contribuyen de manera significativa al poder explicativo de la primera regresión. Si lo hacen, podemos rechazar la hipótesis nula y concluir que los datos son consistentes con que **X** causa **Y**. La hipótesis nula de que "**Y** no causa **X**" se prueba luego de la misma manera.

Para probar si **X** causa **Y**, se procede de la siguiente forma. Primero, se proba la hipótesis nula "**X** no causa **Y**" ejecutando dos regresiones:

Regresión sin restricción:
$$Y = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

Regresión con restricción:
$$Y = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

y usamos la suma de residuales cuadrados de cada regresión para calcular una estadística F y probar si el grupo de coeficientes $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m$ son significativamente diferentes de cero. Si lo son, podemos rechazar la hipótesis de que "**X** no causa **Y**".

Segundo, probaremos la hipótesis nula de que "**Y** no causa **X**" ejecutando las mismas regresiones anteriores, pero conmutando **X** y **Y** y probando si los valores rezagados de **Y** son significativamente diferentes de cero. Para concluir que **X** causa **Y**, debemos rechazar la hipótesis "**X** no causa **Y**" y aceptar la hipótesis "**Y** no causa **X**".

Por lo tanto, las pruebas de causalidad suponen las siguientes regresiones:

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (13)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i X_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (14)$$

donde se supone que las perturbaciones ε_{1t} y ε_{2t} no están correlacionadas.

La ecuación (1) postula que X_t actual esta relacionado con los valores pasados de X_t mismo al igual que con los de Y_t y postula un comportamiento similar para Y_t . Se puede observar que estas regresiones pueden ser realizadas en forma de crecimientos, X_t y Y_t , donde un punto sobre una variable indica su tasa de crecimiento. Así, se distinguen cuatro pasos:

- ✓ 1. Causalidad unidireccional de Y_t hacia X_t es la indicada si los coeficientes estimados sobre Y_t rezagada en (1) son estadísticamente diferentes de cero considerados en grupo, es decir, $\sum \alpha_i \neq 0$, y el conjunto de coeficientes estimados sobre Y_t rezagado en (2) no es estadísticamente diferente de cero; es decir, $\sum \delta_i = 0$.
- ✓ En forma contraria, la causalidad unidireccional de Y_t hacia X_t existe si el conjunto de coeficientes de X_t rezagado en (1) no son estadísticamente diferentes de cero; es decir, $\sum \alpha_i = 0$, y el conjunto de coeficientes de X_t rezagado en (2) es estadísticamente diferente de cero, es decir, $\sum \delta_i \neq 0$.
- ✓ Retroalimentación, o causalidad bilateral, es sugerida cuando los conjuntos de coeficientes de Y_t y X_t son estadísticamente significativos, diferentes de cero, en ambas regresiones.
- ✓ Finalmente, se sugiere independencia cuando los conjuntos de coeficientes de Y_t y X_t no son estadísticamente significativos en ambas regresiones.

Más generalmente, puesto que el futuro no puede predecir el pasado, si la variable X causa (Granger) la variable Y , entonces los cambios en X deben preceder a los cambios en Y . Por consiguiente, en una regresión de Y sobre otras variables (incluyendo sus propios valores pasados), si se incluyen valores pasados o rezagados de X y esto mejora significativamente la predicción de Y , entonces se

puede decir que X causa (Granger) a Y . Una definición similar se aplica si Y causa (Granger) a X .

Los pasos comprendidos en la implementación de la prueba de causalidad de Granger son los siguientes, para las variables X_t y Y_t en la ecuación (1):

- Regrészese X_t actual sobre todos los términos rezagados de X_t y otras variables, de existir, pero no incluya las variables Y_t rezagadas en esta regresión. Este procedimiento se entendería como una regresión restringida. A partir de esta regresión, se obtiene la suma de residuales restringidos al cuadrado, SRC_R .
- Se efectúa ahora la regresión incluyendo los términos rezagados X_t . Esta regresión es denominada regresión no restringida. A partir de esta regresión se obtiene la suma de residuales no restringidos al cuadrado, SRC_{NR} .
- La hipótesis nula es $H_0: \sum a_i = 0$, es decir, los términos rezagados de X_t no pertenecen a la regresión.
- Para probar esta hipótesis, se aplica la prueba F, a saber:

$$F = \frac{(SRC_R - SRC_{NR}) / m}{SRC_{NR} / (n - k)}$$

Donde SRC_R y SRC_{NR} son las sumas de los residuales al cuadrado en las regresiones restringida y sin restricción, respectivamente; n es el número de observaciones, la cual sigue una distribución F con m y $(n - k)$ grados de libertad. En el presente caso, m es igual al número de términos rezagados de X_t y k es el número de parámetros estimados en la regresión no restringida.

- Si el valor F calculado excede el valor F crítico al nivel seleccionado de significancia, se rechaza la hipótesis nula, en cuyo caso los términos rezagados de X_t pertenecen a la regresión. Esta es otra forma de decir que X_t causa Y_t .

Los pasos 1 al 5 pueden repetirse para probar el modelo (2), es decir, para definir si Y_t causa X_t .

Hasta este punto es importante tener en cuenta que la dirección de la causalidad puede depender críticamente del número de términos rezagados distribuidos. Por lo tanto, es de anotar que el número de rezagos m en estas regresiones es arbitrario y se reduce a un problema de juicio. Por lo general, es mejor ejecutar las pruebas para unos cuantos valores diferentes de m y asegurarse de que los resultados no son sensibles a la elección de m . En este sentido, la dirección de la causalidad puede depender críticamente del número de términos rezagados incluidos. Además, una debilidad de esta prueba de causalidad es que una tercera variable Z podría estar causando Y pero podría también estar correlacionada contemporáneamente con X .

De otro lado, la prueba de causalidad de Granger se utilizara para probar exogeneidad fuerte en las series bajo análisis, hecho este que nos servirá, al igual que las funciones de descomposición de varianza, como criterio de introducción de las variables cuando se vayan a llevar a cabo las funciones de impulso respuesta en el sistema, ejercicio crítico en importancia cuando se lleva a cabo la estimación de un VAR. De acuerdo con el criterio de causalidad, se considerarían como exógenas aquellas variables que no son causadas o que no son afectadas por las alteraciones en las variables consideradas como endógenas. En este caso, el problema surge al determinar el grado de exogeneidad¹⁵¹, ya que es difícil encontrar variables estrictamente exógenas si se interpretan en un sentido muy amplio. En este sentido, la prueba de causalidad de Granger es una prueba utilizada para verificar la no existencia de exogeneidad fuerte en una variable determinada¹⁵².

3.1.6. Modelo de Vectores Autorregresivos VAR. En economía es importante conocer el comportamiento dinámico de las series macroeconómicas y su respuesta estructural ante diferentes shocks que pueden provenir de otras variables y de sí misma. En este sentido, es importante conocer dicho comportamiento sin hacer uso de restricciones que tienen su origen en la teoría económica. Dichas restricciones pueden surgir, por la necesidad del econométrico de probar determinada teoría, lo cual implica intentar una especificación del modelo en forma particular, de tal forma que este tenga un comportamiento coherente con la teoría económica planteada a priori. La implicación principal de dichos procedimientos metodológicos, consiste en especificar o “clasificar” algunas variables como endógenas y otras como exógenas, en concordancia con la teoría que se intenta validar.

¹⁵¹ Un conjunto de variables son estadísticamente exógenas si: a) El conjunto de variables endógenas no intervienen en las ecuaciones de las exógenas; y b) Las funciones de distribución de las perturbaciones aleatorias son independientes.

¹⁵² Para una revisión teórica detallada de exogeneidad débil, fuerte y de superexogeneidad véase el trabajo de revisión de MISAS, M. y OLIVEROS, H. Op. cit., p. 79. pág 24-26.

Así, en los modelos de ecuaciones simultaneas o estructurales, unas variables son tratadas como endógenas y otras como exógenas o predeterminadas (exógenas y endógenas rezagadas). Antes de estimar tales modelos, se debe estar seguro de que las ecuaciones en el sistema estén identificadas (en forma exacta, o sobreidentificadas). Esta identificación se logra frecuentemente suponiendo que algunas de las variables predeterminadas solo están presentes en ciertas ecuaciones. Esta decisión, a menudo, es subjetiva y fue objeto de critica por Christopher Sims.

De acuerdo con Sims, si hay verdadera simultaneidad entre un conjunto de variables, todas deben ser tratadas sobre una base de igualdad; no debe haber ninguna distinción a priori entre variables endógenas y exógenas. Es en este contexto que Sims desarrollo su modelo VAR. Las semillas de este modelo habían sido sembradas ya en la prueba de causalidad de Granger. Así, en los modelos de vectores autorregresivos, el termino autorregresivo se refiere a la aparición del valor rezagado de la variable dependiente en el lado derecho, y el termino vector se atribuye al hecho de que se esta tratando con un vector de dos o más variables (los valores rezagados de otras variables).

En las ultimas dos décadas, los modelos VAR desarrollados por Sims se han convertido en una herramienta popular en el análisis empírico de series macroeconómicas. En general, este tipo de sistemas de ecuaciones se puede interpretar como un modelo de series de tiempo en forma reducida¹⁵³ que puede reemplazar en cierta medida a los modelos que involucraban la estimación de una gran cantidad de ecuaciones simultaneas. En este sentido, las desventajas de los modelos de ecuaciones simultaneas, más complejos, es que presentan varios inconvenientes, entre los cuales se cuentan los siguientes:

- ❑ Son muy costosos de estimar.
- ❑ Son muy costosos de pronosticar.
- ❑ Para ser identificados se requieren una serie de restricciones, las cuales en general no siempre pueden ser justificadas desde un punto de vista económico.

¹⁵³ En forma resumida, es posible afirmar que el planteamiento de Vectores Autorregresivos consiste en la estimación por MCO de la transformación de Wold aplicada a la forma reducida de un modelo multiecuacional.

Hasta este punto, es claro, que la especificación de algunas variables como endógenas y exógenas supone una restricción al modelo que es enteramente dictada por la teoría, y que en principio no permite hallar en forma “natural” relaciones estructurales o estables de largo plazo entre las variables que inicialmente no sean predichas por la teoría. Este punto es importante, ya que la ciencia económica no debe estancarse en el hallazgo de relaciones dinámicas predichas por la teoría económica, sino que debe avanzar en la búsqueda de respuestas a interrogantes que en primera instancia no hallan sido tratados por la misma. En sentido amplio, esto implica para la investigación económica la búsqueda de alternativas diferentes a la teoría económica como tal, es decir, evitando, sin desconocerla totalmente, sesgar el camino de análisis y partir del principio de comportamiento natural de las series. Es decir, intentando permitir que la “información hable por si misma”.

En este sentido, en palabras de (Misas)¹⁵⁴, “es necesario reconocer que las relaciones económicas entre variables no necesariamente se presentan en un sentido específico, es decir, que puede existir entre ellas un esquema de retroalimentación o un complejo mecanismo de transmisión de efectos, hechos estos que conducen al planteamiento de un sistema de ecuaciones, el cual se caracteriza mediante un conjunto de parámetros Φ ¹⁵⁵ y sus relaciones. El hecho de que la teoría económica frecuentemente no especifica sobre el sistema ni su forma funcional ni su estructura dinámica, ha permitido que sea una práctica común la utilización del esquema de Vectores Autorregresivos VAR, en el cual todas las variables se consideran endógenas, como una primera aproximación a dicho sistema y a sus interrelaciones”.

El esquema VAR tradicional, el cual permite estimar los parámetros del conjunto Φ , exige que las variables bajo análisis sean estacionarias, o integradas de orden 0, I(0). Este requerimiento implica que cuando la teoría económica sugiere relaciones estacionarias entre las variables se hace necesario aplicar las soluciones dadas por Johansen¹⁵⁶, Stock y Watson¹⁵⁷, y Phillips y Hansen¹⁵⁸, etc, consistentes en la búsqueda de dos o más combinaciones lineales de dichas variables que sean (n) estacionarias y que a su vez minimicen la varianza de la representación VAR estacionaria, conocida como “Vector Error Correction (VEC)”,

¹⁵⁴ MISAS, M. y OLIVEROS, H. Op. cit., p. 79. pag. 35.

¹⁵⁵ Los cuales representan relaciones existentes entre las variables, (signo y magnitud del efecto).

¹⁵⁶ JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. En : Journal of Economic Dynamics and Control No. 12 (1988); pag. 115.

¹⁵⁷ STOCK, J. H. and WATSON, M. W. A Simple Estimator and Cointegrating Vectors in Higher order Integrated Systems. En : Econometrica No. 61 (Jul. 1993); pag. 97.

¹⁵⁸ PHILLIPS, P. C. and HANSEN, B. E. Statistical inference in Instrumental Variables Regression With I (1) Processes. En : Review of Economic Studies (1990); pag. 75.

de las variables bajo estudio. Como se menciona en el subtítulo de cointegración, ante la presencia de raíz unitaria, es decir de no estacionariedad de las series de tiempo, se hace necesario el hallazgo de relaciones estables de largo plazo entre ellas, ya que a partir de la existencia de dicha estacionariedad lineal en las relaciones entre las variables, es posible la utilización de las mismas en sus niveles originales, es decir, sin ser diferenciadas, ya que de otra forma se perdería información importante de largo plazo.

Si existe al menos una combinación lineal estacionaria entre las variables ya mencionadas, la estimación del conjunto de parámetros Φ se lleva a cabo a través de un mecanismo, el cual partiendo de la estimación de los parámetros en el VEC, permite derivar estos para el VAR. En este sentido, si existiesen vectores cointegrantes entre las variables, se llevaría a cabo un VEC en lugar de un VAR, debido a que, una vez halladas relaciones de equilibrio de largo plazo entre las series, sería necesario hallar dichas relaciones de equilibrio esta vez en un horizonte de corto plazo, lo cual es posible hacer a través del VEC. Para efectos de este trabajo, la estimación del VEC no se hará como parte necesaria de la metodología econométrica sino como un complemento a la estimación del VAR, dada la posible existencia de relaciones cointegrantes entre las series.

Una vez superado el problema de estimación de este sistema (de estacionariedad de las series o la existencia de un vector de cointegración), cuyas relaciones han sido frecuentemente abordadas por la teoría económica, a través de la herramienta VAR el investigador está en condiciones de cumplir con objetivos específicos, los cuales pueden ser diversos:

- ❑ El estudio de las relaciones de corto y de largo plazo entre las variables.
- ❑ La generación de pronósticos libres y/o condicionados.
- ❑ El análisis de impulso - respuesta y la descomposición de varianza.
- ❑ La evaluación de estabilidad de los parámetros a través del tiempo.
- ❑ La comprobación de la existencia de relaciones de causalidad.
- ❑ La determinación del grado de exogeneidad de las variables.
- ❑ La validación e imposición de restricciones de carácter económico.
- ❑ El reconocimiento bajo mecanismos de simulación de la reacción del sistema ante cambios del comportamiento de las variables sujetas a decisiones de política económica.

Para efectos del presente trabajo, se llevara a cabo el Test de contrastación de cointegración propuesto por Johansen, la comprobación de relaciones de causalidad en el sentido estadístico de Granger, la estimación de un VAR, con su consecuente análisis de respuesta al impulso y de descomposición de varianza y la determinación del grado de exogeneidad de las variables. No es un objetivo generar pronósticos libres o condicionados, ya que el objetivo principal es caracterizar la economía Colombiana en un horizonte considerado de largo plazo.

Una de las principales ventajas por las cuales se trabaja con modelos VAR, es su gran utilidad para realizar pronósticos (aunque no en horizontes muy largos) y su habilidad para poder analizar las características dinámicas estructurales del modelo mediante las funciones de impulso respuesta y de descomposición de varianza, en las cuales se analiza el efecto en el tiempo que sobre el sistema estudiado tiene una innovación o choque sobre una variable particular. En este aspecto, es importante tener en cuenta que las simulaciones con modelos VAR son atemporales, dado que solo recogen la influencia de acuerdo con el transcurso del tiempo, pero no están asociados a un periodo en particular.

Sin embargo, las estimaciones de las funciones de impulso respuesta, bajo la metodología inicial sugerida por Sims, requiere la imposición de un conjunto de restricciones particulares de identificación sobre el sistema de tal manera que se especifique un orden de exogeneidad contemporáneo para las variables que hacen parte del modelo. Por ejemplo, para un modelo con tres variables, **X**, **Y** y **Z**, siguiendo un orden de exogeneidad **X**, **Y** y **Z**, esta metodología implica que la primera variable, **X**, responde contemporáneamente solo choques exógenos en ella; la segunda variable, **Y**, responde contemporáneamente a choques exógenos en las variables **X** y/o **Y**, y la variable **Z** responde en forma contemporánea a choques en cualquiera de las tres variables. Por lo tanto, para un modelo VAR con **K** variables se pueden especificar varios ordenes de exogeneidad contemporánea, en total **K** ordenes de exogeneidad¹⁵⁹; en este sentido, justificar el orden adecuado con el cual se realiza el análisis de las funciones de impulso respuesta en general no es sencillo y además es posible que ninguno de ellos concuerde con la dinámica real de las series. Se intentara superar este problema probando, como se menciona en el apartado anterior, exogeneidad fuerte en las series objeto de análisis a través del sistema propuesto por Granger y a través del análisis de descomposición de varianza.

¹⁵⁹ Es decir, el numero de ordenes de exogeneidad depende directamente del numero de variables en el modelo.

Determinar ordenes de exogeneidad para efectos de simulación a través de los modelos de Vectores Autorregresivos es importante, dado que existen correlaciones entre las perturbaciones de las distintas ecuaciones, y por lo tanto de cada variable, por lo que, a menos que se realice una transformación previa sobre la matriz de varianzas covarianzas, definida más adelante, que facilite la identificación de los efectos cruzados, no se podrá diferenciar claramente los efectos individuales de cada perturbación. Por lo tanto, dicha transformación se convierte en la esencia del proceso de identificación dentro de la metodología VAR. Dicha transformación, consiste en la ortogonalización de las perturbaciones aleatorias, para lo cual se transforma el modelo de forma tal que la matriz de varianzas covarianzas resultante sea diagonal; dicho proceso de diagonalización utiliza una propiedad característica de las matrices simétricas, a través de la cual toda matriz simétrica Σ puede ser convertida en una matriz diagonal operando con una nueva matriz triangular Φ de acuerdo con la siguiente expresión:

$$D = \Phi \Sigma \Phi'$$

Así, de acuerdo con esa propiedad, y premultiplicando las variables originales del modelo por la matriz triangular Φ , se obtendrá un nuevo modelo cuya matriz de varianzas y covarianzas es diagonal¹⁶⁰.

$$\Phi Y_{i,t} = \Phi D_{i,t} + \Phi \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^r \beta_{ij} Y_{t-j} + \Phi U_{i,t}$$

$$\text{Cov}(\Phi U_{i,t}, \Phi U'_{i,t}) = \Phi E(\Phi U_{i,t}, \Phi U'_{i,t}) \Phi' = \Phi \Sigma \Phi' = D$$

De este modo, el problema de identificación en los modelos VAR, en el sentido de identificar claramente los efectos individuales de cada perturbación en los procesos de simulación definidos por las funciones de impulso – respuesta, se soluciona a través del proceso de ortogonalización de las perturbaciones aleatorias; las funciones de impulso - respuesta, en la forma inicial propuesta por Sims, se lleva a cabo a través de la conocida factorización de Cholesky, en la cual la matriz Φ es una matriz triangular inferior, cuya aplicación a la matriz original de varianzas covarianzas de las perturbaciones aleatorias genera un efecto de cadena causal entre las distintas variables (perturbaciones); en este sentido, antes de llevar a cabo la factorización (funciones de respuesta al impulso), se deberán haber organizado las variables del sistema de mayor a menor exogeneidad relativa, entendiendo por tal, el hecho de que se vean influidas por el resto de las

¹⁶⁰ La diagonalidad se refiere al hecho de que las perturbaciones sean independientes de unas ecuaciones a otras.

variables. Esta necesidad, hace intuir el hecho de que los resultados de simulación no serán independientes del orden de las variables, de tal forma que ordenaciones distintas de las variables conducen a alternativas diferentes en la simulación. Como se menciono anteriormente, dicho inconveniente se salvara, de acuerdo a los resultados de causalidad en el sentido estadístico de Granger (los cuales determinan exogeneidad en grado fuerte de las variables), a los resultados de descomposición de varianza¹⁶¹, y en el caso a que estos resultados no fueran concluyentes para determinar grado de exogeneidad de las series, esta se determinara de acuerdo a criterios económicos.

La forma en que se desarrollan este tipo de restricciones en los modelos VAR, dado que requiere cierto grado de manipulación subjetiva por parte del econométrico, fue base central de la crítica que se convirtió en una de las principales razones que condujeron al desarrollo de los modelos VAR estructurales (SVAR) como alternativa. Entre los primeros trabajos se encuentran los de Bernanke¹⁶², Blanchard y Watson¹⁶³ y Sims¹⁶⁴. Esta técnica transforma el modelo VAR en un sistema de ecuaciones estructurales, donde los parámetros son estimados imponiendo restricciones estructurales contemporáneas. La diferencia importante entre los modelos VAR tradicionales y los estructurales radica primordialmente en las funciones de respuesta al impulso y en las descomposiciones de varianza, puesto que para el caso del SVAR estas pueden tener interpretaciones estructurales¹⁶⁵, dado que las restricciones provienen directamente de un tratamiento teórico definido a priori, y no simplemente de grados de exogeneidad determinados estadísticamente.

Otra metodología análoga que utiliza modelos SVAR fue desarrollada inicialmente por Shapiro y Watson¹⁶⁶ y Blanchard y Quah¹⁶⁷, en la cual se utilizan restricciones de largo plazo para identificar la estructura económica de la forma reducida. Tales modelos tienen características de largo plazo que son consistentes con las restricciones teóricas utilizadas para identificar los parámetros del modelo.

¹⁶¹ Aunque el análisis de descomposición de varianza exige también una ordenación previa de las variables, en general, y para un periodo suficientemente amplio, suele ser menos sensible a la ordenación que las funciones de impulso – respuesta, por lo que es recomendable, incluso frente a ordenaciones alternativas, delimitar así los grados de exogeneidad de las distintas variables.

¹⁶² BERNANKE, Ben S. Alternative Explanations of the Money Income Correlation. En : Carnegie – Rochester Conference Series on Public Policy (1986); pag. 49 – 100,.

¹⁶³ BLANCHARD, Oliver Jean and WATSON, Mark W. Are Business Cycles All Alike? En : The American Business Cycles, University of Chicago Press (1986); pag. 122-147.

¹⁶⁴ SIMS, Christopher A. Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis? En : Federal Reserve Bank of Minneapolis (1986); pag. 2 – 16,.

¹⁶⁵ Aquí, el termino estructural hace referencia a que la fuente conceptual principal de restricciones al modelo provienen directamente de la teoría económica.

¹⁶⁶ SHAPIRO, Matthew D., and WATSON, Mark W. Sources of Business Cycle Fluctuations. En : NBER (1988); pag. 111 – 148.

¹⁶⁷ BLANCHARD, Oliver Jean and QUAH, Danny. The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. En : American Economic Review (1989); pag. 655 – 673.

Para la especificación concreta de un modelo VAR, solo es necesario definir a priori el numero total de variables que componen el sistema \mathbf{m} , el numero máximo de retardos a incluir \mathbf{r} , incluyendo, de ser necesario, una matriz adicional con términos deterministas (constante y deriva, y otro tipo de variables ficticias, dummies).

Así, un modelo VAR (p) con dos variables, \mathbf{Y} y \mathbf{Z} , puede ser expresado de la siguiente forma:

$$Y_t = \phi_{0,1} + (\phi_{1,11}Y_{t-1} + \dots + \phi_{p,11}Y_{t-p}) + (\phi_{1,12}Z_{t-1} + \dots + \phi_{p,12}Z_{t-p}) + \varepsilon_{1t} \quad (15)$$

$$Z_t = \phi_{0,2} + (\phi_{1,21}Y_{t-1} + \dots + \phi_{p,21}Y_{t-p}) + (\phi_{1,22}Z_{t-1} + \dots + \phi_{p,22}Z_{t-p}) + \varepsilon_{2t} \quad (16)$$

En donde cada variable viene explicada por las componentes deterministas, \mathbf{p} retardos de la propia variable y otros tantos retardos de cada una de las variables incluidas en el sistema. En este sentido, el esquema VAR es un sistema sobreparametrizado, en el cual, para el caso del presente trabajo de grado, un modelo con 4 variables y 5 retardos¹⁶⁸, e incluyendo únicamente un termino constante como componente aleatorio, el sistema tendría un total de 84 parámetros; tal calculo se realiza de la forma siguiente:

$$\mathbf{m} \times [(\mathbf{m} \times \mathbf{p}) + \mathbf{d}]$$

donde \mathbf{m} es el numero de variables, \mathbf{p} el numero de retardos y \mathbf{d} el numero de componentes deterministas incluidos.

Un sistema con dos variables puede ser expresado en forma matricial como:

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ Z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{0,1} \\ \phi_{0,2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \phi_{p,11} & \phi_{p,12} \\ \phi_{p,21} & \phi_{p,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-p} \\ Z_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (17)$$

o en forma compacta:

$$X_t = \Phi_0 + \Phi_1 X_{t-1} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (18)$$

¹⁶⁸ Como se determinara más adelante a través de los criterios de información de Akaike y Schwartz, intentando hallar el sistema más parsimonioso posible, incluyendo el menor numero de retardos, debido precisamente por que se trata de un modelo sobreparametrizado.

donde:

$$X_t = \begin{bmatrix} Y_t \\ Z_t \end{bmatrix}, \quad \Phi_0 = \begin{bmatrix} \phi_{0,1} \\ \phi_{0,2} \end{bmatrix}, \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

$$\Phi_1 = \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} \end{bmatrix}, \quad \dots, \quad \Phi_p = \begin{bmatrix} \phi_{p,11} & \phi_{p,12} \\ \phi_{p,21} & \phi_{p,22} \end{bmatrix}$$

en este modelo, el vector $\{\varepsilon_t\}$ corresponde a un proceso multivariado ruido blanco con una matriz de covarianzas Σ_ε .

Nótese, que bajo el sistema descrito por el modelo VAR no existe explícitamente una relación contemporánea entre Y_t y X_t ¹⁶⁹, como si ocurre en los modelos estructurales.

Los defensores del VAR hacen énfasis en las siguientes virtudes del modelo:

- ❑ El método es simple; no es preciso preocuparse por determinar cuales variables son endógenas y cuales son exógenas. “Todas” las variables en el VAR son endógenas, aunque algunas veces se incluyen variables puramente exógenas para dar cabida a factores estacionales o de tendencia.
- ❑ La estimación es simple, es decir, el método usual de MCO puede ser aplicado a cada ecuación por separado.
- ❑ Las predicciones obtenidas mediante este método son mejores en muchos casos que aquellas obtenidas de modelos de ecuaciones simultaneas más complejos.

Por otra parte, los críticos del modelo VAR señalan los siguientes problemas:

¹⁶⁹ Aunque los modelos VAR tradicionales corresponden a un modelo en forma reducida en donde no se tienen explícitamente relaciones instantáneas entre variables, existen relaciones contemporáneas ocultas dentro de la matriz de covarianzas de errores.

- ❖ A diferencia de los modelos de ecuaciones simultaneas, un modelo VAR es a-teórico porque utiliza menos información previa. Es de recordar que en los modelos de ecuaciones simultaneas, la exclusión o inclusión de ciertas variables juega un papel crucial en la identificación del modelo.
- ❖ Debido a su énfasis en la predicción, los modelos VAR son menos apropiados para el análisis de política.
- ❖ El mayor desafío práctico en el diseño de modelos VAR es seleccionar la longitud apropiada del rezago. Si se supone que se tiene un modelo VAR de tres variables y se decide incluir ocho rezagos de cada variable en cada ecuación, se tendrán 24 parámetros rezagados en cada ecuación más el término constante, para un total de 25 parámetros. A menos que el tamaño de la muestra sea grande, la estimación de tantos parámetros consumirá muchos grados de libertad, con todos los problemas que a ello se asocian¹⁷⁰.
- ❖ Estrictamente hablando, en un modelo VAR de m variables, todas las m variables deben ser estacionarias (en forma conjunta). Si este no es el caso, se tendrá que transformar la ecuación en forma apropiada (por ejemplo mediante diferenciación). Como lo menciona Harvey¹⁷¹, los resultados de la información transformada pueden no ser satisfactorios. Afirma además que “El enfoque usual adoptado por los aficionados al VAR es, por consiguiente, trabajar en niveles (a través de la verificación de cointegración entre las series), aun si algunas de estas series no son estacionarias. En este caso, es importante reconocer el efecto de las raíces unitarias sobre la distribución de los estimadores”. Peor aún, si el modelo contiene una mezcla de variables $I(0)$ e $I(1)$, es decir, una mezcla de variables estacionarias y no estacionarias, la transformación de la información no será fácil.
- ❖ Puesto que los coeficientes individuales estimados en los modelos VAR son, con frecuencia, difíciles de interpretar, los practicantes de esta técnica a menudo estiman la llamada función de impulso – respuesta (IRF). La IRF estudia la respuesta de la variable dependiente en el sistema VAR ante “shocks” en los términos de error, tales como U_t . La IRF estudia el impacto de tales “shocks” durante diversos periodos en el futuro. Aunque la utilidad del análisis IRF ha sido cuestionado por los investigadores, es la pieza central en el análisis VAR.

¹⁷⁰ Aquí se hace alusión a la sobreparametrización implícita en el modelo.

¹⁷¹ HARVEY, Andrew. The econometric analysis of Time Series. 2 ed. Cambridge : The MIT Press, 1990 p. 83.

Para efectos de este trabajo, aunque es importante apoyarse en la teoría económica con el fin de dar mayor contenido al análisis, es fundamental encontrar que tipo de relaciones dinámicas de tipo estructural existen entre las variables objeto de estudio, sin interferencia alguna producto de restricciones que provienen del conocimiento teórico a priori. Esto es fundamental, dado que lo que se busca es hallar equilibrios o desequilibrios estructurales que en principio no son anticipados por la teoría, y que corresponden a las particularidades propias de todo sistema económico, el cual es susceptible de no cumplir preceptos teóricos que son de general aceptación. En este sentido, los modelos VAR se convierten en pieza esencial para este trabajo, dado que al ser el objetivo principal llegar a conclusiones acerca del comportamiento dinámico estructural de las variables en el contexto de la economía Colombiana de los últimos 75 años, su utilización permite la utilización de la información con el menor sesgo teórico posible, con las ventajas adicionales de estacionariedad, tanto de las series, como de sus relaciones de largo plazo.

4. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

4.1. ANALISIS DE DATOS

El propósito de este capítulo es caracterizar las relaciones de interés presentes en los datos de las series bajo análisis persiguiendo dos objetivos:

- ❑ Verificar el tipo y las características de las relaciones dinámicas estructurales¹⁷² existentes entre las variables bajo estudio.
- ❑ Evaluar dichas relaciones a la luz de la teoría presentada en la sección 3 y de algunos hechos estilizados de la economía Colombiana.

En este sentido, de acuerdo con el marco analítico, un sistema que intente evaluar relaciones estructurales entre la política monetaria (los instrumentos o variables de política), el crecimiento económico y la inflación, debe incluir por lo menos las siguientes variables:

- ❖ Un primer instrumento de política monetaria como la tasa de interés, cuyo tipo sea relevante para la economía Colombiana (**i**).
- ❖ Un segundo instrumento de política monetaria, en este caso un agregado monetario como **M1**.
- ❖ Un indicador del crecimiento económico, como el nivel de producto real (**PIBr**).
- ❖ La tasa de inflación (**inf**).

A partir de un sistema estadístico conformado por las series anteriores, el ejercicio econométrico consistirá de lo siguiente:

¹⁷² En las ocasiones en que se cite en el análisis econométrico la palabra “estructural”, se estará haciendo referencia, no ha relaciones entre las series sugeridas a priori por la teoría económica, sino a las relaciones dinámicas presentes entre las series que se consideran de largo plazo dada la extensión de los datos. En este sentido, las relaciones “estructurales” o lo comportamientos “estructurales” de las series harán referencia al espacio de tiempo, considerado de largo plazo, en el que son evaluadas.

- Pruebas de raíces unitarias, utilizando para ello los test de Dickey – Fuller Aumentado (ADF).
- Análisis de cointegración, utilizando el Test de Johansen, con el fin de identificar posibles relaciones lineales de largo plazo entre las variables. Se estimara un VEC, a partir de los resultados del Test de cointegración de Johansen como complemento del desarrollo econométrico.
- Así mismo, se evaluara la presencia de causalidad en el sentido estadístico de Granger.
- Se llevará a cabo análisis de las series a través de la metodología de Vectores Autorregresivos, VAR.
- Análisis de impulso respuesta en el sistema.
- Análisis de descomposición de varianza, como chequeo adicional del contenido económico del sistema.

Por lo tanto, el presente trabajo describe el diseño y presenta la estimación y resultados de un modelo VAR de 4 variables, VAR (4), para la economía Colombiana con series de tiempo de frecuencia anual para el periodo 1924 – 2000.

Como lo expresan Misas y Oliveros¹⁷³ (1997), el hecho de que la modelización econométrica se base en una muestra específica, impone que sus resultados no deban ser generalizados a periodos y/o frecuencias de observación distintos a los implícitos en la muestra, a menos que las condiciones que enmarcaron la estimación econométrica se mantengan. En este sentido, una ventaja del presente análisis se haya en la extensión de las series utilizadas (desde 1924 hasta 2000), lo cual permite una mayor aproximación al verdadero largo plazo, ventaja que se refuerza en la medida en que el propósito fundamental del presente artículo es caracterizar el comportamiento estructural de la economía Colombiana en forma aproximada, a través de las series bajo análisis.

Adicionalmente, la utilización de 4 variables, en lugar de dos o tres, permite reducir los riesgos de errores asociados a la omisión de variables significativas (riesgo de especificación).

¹⁷³ MISAS, M. y OLIVEROS, H. Op. cit., p. 79. pag. 35.

Así, se consideraran series de frecuencia anual, entre 1924 y 2000, de las cuatro variables descritas a continuación:

R: tasa de interés real activa;

M1: oferta monetaria real;

PIBr: producto interno bruto real, precios de 1994;

P1: tasa de inflación;

Las fuentes de información primaria de la serie del PIB real, proviene de las estimaciones realizadas en 1957 por la Comisión Económica para América Latina, CEPAL, para el periodo 1924 – 1949, con una metodología propia de un sistema ya antiguo, de Cuentas Nacionales; de las estimaciones de la tasa media de crecimiento del PIB a lo largo del periodo 1950 – 1975, construidas por el Banco de la Republica, lo cual resulto en el primer sistema oficial de Cuentas Nacionales (1959 – 1970, a precios de 1958); y de las estimaciones del siguiente sistema de Cuentas Nacionales, 1970 – 1996, a precios de 1975¹⁷⁴, bajo la responsabilidad del Departamento Nacional de Estadística, DANE. El aumento porcentual medio anual del producto para el ultimo cuarto de siglo XX (1975 – 2000) se deriva de las estimaciones del DANE con ese sistema de Cuentas Nacionales y con el nuevo sistema (1994 – 2000, a precios de 1994)¹⁷⁵.

La fuente de la serie de oferta monetaria (M1), tasa de interés real activa y tasa de inflación es el Banco de la Republica. En el documento GRECO¹⁷⁶ (2002) se encuentran las series utilizadas para el presente análisis del PIB, la tasa de interés real activa, la tasa de inflación y la oferta monetaria (M1), con las explicaciones metodológicas correspondientes.

Como se menciona anteriormente, el enfoque VAR posee ventajas sobre otros métodos estadísticos y econométricos, entre los cuales se encuentran su mayor contenido económico, ya que su metodología permite interpretar los choques que se encuentran en el origen mismo de las relaciones estructurales entre las variables. En este sentido, también permite estimar la dinámica transicional o intertemporal que se presentan con posterioridad a diferentes shocks o

¹⁷⁴ Sistema de Cuentas Nacionales 1968 (SCN 68).

¹⁷⁵ Sistema de Cuentas Nacionales 1993 (SCN 93).

¹⁷⁶ GRUPO DE ESTUDIOS DEL CRECIMIENTO ECONOMICO, GRECO. El crecimiento económico Colombiano en el siglo XX. Bogotá : Fondo de Cultura Económica, 2002. Anexo estadístico en CD room.

perturbaciones a través de las funciones de impulso respuesta. Sin embargo, la metodología VAR como método de análisis econométrico no está libre de críticas, como las mencionadas en la sección (5.1.6.). Así, los problemas inherentes a los métodos de estimación de los parámetros de interés son solucionados a través de mecanismos que están en continua evolución, y como lo plantea Gujaratti¹⁷⁷ (1995), “es imposible construir una prueba “omnipotente” que permita solucionar, simultáneamente, todos los problemas, y en consecuencia una prueba que hoy es popular, mañana podrá no serlo en la medida que otra aparece y a la anterior se le encuentran limitaciones”.

Del mismo modo, dado que el objetivo último de cualquier análisis estadístico y econométrico es llegar a conclusiones acerca de la forma en que se comporta un fenómeno, en este caso económico, determinado o específico, a través de una muestra de la forma estado o espacio y tratarlo de inferir al comportamiento de la población que se intenta explicar o racionalizar, este análisis intenta derivar en forma aproximada el comportamiento estructural de la economía Colombiana durante el siglo XX con el fin de deducir que tipo de comportamientos dinámicos tuvieron las series bajo estudio entre sí, por lo cual no es posible considerarlo un estudio concluyente. Como lo expresa Granger¹⁷⁸ (1992), “cualquier modelo es tan solo una aproximación del mecanismo generador del fenómeno bajo estudio y desde luego habrá una preferencia por seleccionar la mejor aproximación disponible; en consecuencia, existirán varios modelos que podrán clasificarse como adecuados dependiendo de los objetivos que se persigan”. Sin embargo, como lo señala también Granger, “el objetivo básico de la modelización econométrica se deriva implícitamente de objetivos específicos tales como: 1) verificación de hipótesis de carácter económico, 2) conformación de pronósticos y 3) derivación de reglas de política, por lo cual, lo que se intenta es el afectar las concepciones que sobre un problema de carácter económico tienen los investigadores y los agentes económicos y por ende, cambiar su comportamiento”.

En este contexto, lo que pretende el siguiente ejercicio econométrico es recoger algunas inquietudes que se tienen acerca de la función que se le debe asignar a variables de política monetaria, como la oferta monetaria y la tasa de interés, sobre el crecimiento económico y la variación del nivel de precios y sus posibles implicaciones sobre la modelización macroeconómica y el entendimiento del funcionamiento estructural de la economía.

¹⁷⁷ GUJARATI, Damodar N. *Econometría*. 3 ed. Bogotá : Mc Graw Hill, 1992. p. 596

¹⁷⁸ GRANGER, C. W. J. *Modelling Economic Series, Advanced Text in Econometrics*. Oxford : Oxford University Press, 1992. p. 43.

4.2. ESTIMACIÓN

4.2.1. Pruebas de raíz unitaria. La verificación de estacionariedad o de presencia de tendencia de caminata aleatoria en las series de tiempo, se llevo a cabo a través de las pruebas de raíces unitarias desarrolladas por Dickey-Fuller. La prueba de Dickey-Fuller aumentada se aplicó a las series del PIB real, tasa de interés real activa, la oferta monetaria real (M1) y la tasa de inflación; su representación ecuacional en la forma menos restringida¹⁷⁹, es de la forma siguiente:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + U_t$$

A continuación se presenta la prueba de raíz unitaria para la serie del PIB real, con 3 retardos¹⁸⁰ y términos deterministas, intercepto y tendencia¹⁸¹:

$H_0: \delta = 0$ esto es, que exista una raíz unitaria.

$H_1: \delta \neq 0$ que la serie no tenga una raíz unitaria.

Como se puede apreciar en el cuadro 6, la t – statistic presenta un valor de | 0,678325 | y los valores críticos al 1%, 5% y 10% son | 4,0871 |, | 3,4713 | y | 3,1624 | respectivamente, por lo cual se puede concluir que no existe evidencia suficiente para poder rechazar la hipótesis nula de que la serie presenta raíz unitaria, es decir, la serie del PIB no es estacionaria, por lo que presenta una caminata aleatoria.

De igual forma, se verificó la existencia de raíz unitaria para la serie de la oferta monetaria real (M1):

$H_0: \delta = 0$ existe raíz unitaria.

$H_1: \delta \neq 0$ la serie no tiene raíz unitaria.

¹⁷⁹ Es decir, con términos deterministas como constante y tendencia

¹⁸⁰ Con el fin de garantizar la inexistencia de correlaciones en los residuos de la estimación de contraste, son aconsejables dos o tres diferencias retardadas para series anuales, Pulido (2001), anexo de CD Room.

¹⁸¹ Aquí como en las siguientes variables, la utilización o no de términos deterministas, se estableció de acuerdo a la significatividad individual del parámetro, verificados a través de los procesos sugeridos por Perron (1990) a fin de garantizar el éxito en la selección del modelo. Este punto es crucial, dado el desconocimiento a priori del verdadero proceso generador de datos (PGD) de la serie. Para un resumen de estas etapas, véase PULIDO, A. y PEREZ, J. Modelos Económicos. Madrid : Pirámide, 2001. p. 574 – 576.

Dado que el t – statistic en el cuadro 7 presenta un valor de | 2,715458 | y los valores críticos al 1%, 5% y 10% son | 3,5239 |, | 2,9023 | y | 2,5882 | respectivamente, se puede afirmar que con un nivel de confianza del 95%, la serie de la oferta monetaria real presenta una tendencia de caminata aleatoria, es decir, posee raíz unitaria, por lo cual no se rechaza la hipótesis nula.

Así mismo, se contrasto la existencia de raíz unitaria a través del test de Dickey – Fuller aumentado para las series de la tasa de interés real activa (R) y la tasa de inflación (P1), cuyos resultados se presentan a continuación.

Tal como lo muestra el cuadro 8, dado que la t – statistic presenta un valor de | 3,027233 | y los valores críticos de Dickey –Fuller al 1%, 5% y 10% son

Cuadro 6. Prueba de raíz unitaria

ADF Test Statistic	-0.678325	1% Critical Value*	-4.0871	
		5% Critical Value	-3.4713	
		10% Critical Value	-3.1624	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PIB)				
Method: Least Squares				
Date: 08/24/03 Time: 21:31				
Sample(adjusted): 1928 2000				
Included observations: 73 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB(-1)	-0.009815	0.014469	-0.678325	0.4999
D(PIB(-1))	0.451655	0.140857	3.206476	0.0021
D(PIB(-2))	-0.159989	0.239349	-0.668434	0.5062
D(PIB(-3))	0.171017	0.231949	0.737303	0.4635
C	-2910731.	2599357.	-1.119789	0.2668
@TREND(1924)	265004.7	120398.7	2.201059	0.0312
R-squared	0.495748	Mean dependent var	9721968.	
Adjusted R-squared	0.458117	S.D. dependent var	10964307	
S.E. of regression	8071119.	Akaike info criterion	34.72410	
Sum squared resid	4.36E+15	Schwarz criterion	34.91236	
Log likelihood	-1.261430	F-statistic	13.17403	
Durbin-Watson stat	1.821551	Prob(F-statistic)	0.000000	

| 4,0948 |, | 3,4749 | y | 3,1645 |, se puede concluir el no rechazo de la hipótesis nula de que la serie de la tasa de interés real activa presenta una raíz unitaria, lo que indica que tiene tendencia aleatoria.

Del mismo modo, para la serie de la tasa de inflación, dados los valores t – statistic, el cual presenta un valor de | 4,789459 | y los valores críticos al 1%, 5% y 10% son | 4,0871 |, | 3,4713 | y | 3,1624 |, es posible afirmar que la serie de la tasa de inflación es estacionaria, por lo cual no presenta características de caminata aleatoria, es decir, no posee raíz unitaria.

Por lo tanto, las características del proceso aleatorio subyacente que generaron las series bajo estudio, tienen características de caminata aleatoria, es decir de tendencia sistemática, en los cuales las innovaciones o perturbaciones tienen efectos permanentes sobre las series del PIB real, la oferta monetaria real (M1) y la tasa de interés real de colocación del sistema financiero. No así, para la tasa de

Cuadro 7. Prueba de raíz unitaria

ADF Test Statistic		-2.7154581%	Critical Value*	-3.5239
		5%	Critical Value	-2.9023
		10%	Critical Value	-2.5882
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(M1)				
Method: Least Squares				
Date: 08/07/03 Time: 07:57				
Sample(adjusted): 1930 2000				
Included observations: 71 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M1(-1)	-0.367972	0.135510	-2.715458	0.0085
D(M1(-1))	-0.134497	0.156399	-0.859964	0.3930
D(M1(-2))	-0.164344	0.150687	-1.090630	0.2795
D(M1(-3))	0.051737	0.147907	0.349795	0.7276
D(M1(-4))	-0.021467	0.133877	-0.160346	0.8731
D(M1(-5))	0.254841	0.119563	2.131436	0.0369
C	1.55E+09	5.98E+08	2.583575	0.0121
R-squared	0.335926	Mean dependent var		80966947
Adjusted R-squared	0.273669	S.D. dependent var		2.83E+09
S.E. of regression	2.41E+09	Akaike info criterion		46.13625
Sum squared resid	3.71E+20	Schwarz criterion		46.35933
Log likelihood	-1630.837	F-statistic		5.395791
Durbin-Watson stat	2.029062	Prob(F-statistic)		0.000146

inflación, la cual presenta en su componente de tendencia, características de serie estacional.

Así, el análisis de estacionariedad de las series, cuyo punto de partida son las pruebas de raíces unitarias de Dickey – Fuller, se convierten en punto inicial para la verificación de las características inherentes al comportamiento de las series y verificar lo que se convierte en un comportamiento “común” de las mismas¹⁸². En este sentido, es predecible el comportamiento de caminata aleatoria, es decir, de una serie cuya media y tendencia varían en el tiempo, del PIB real, la oferta monetaria y la tasa de interés.

Como una aproximación al comportamiento de las series, es evidente que el PIB Colombiano creció en forma sustancial durante todo el siglo pasado, aunque no de

Cuadro 8. Prueba de raíz unitaria

ADF Test Statistic	-3.027233	1% Critical Value*	-4.0948	
		5% Critical Value	-3.4749	
		10% Critical Value	-3.1645	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(R)				
Method: Least Squares				
Date: 08/07/03 Time: 07:22				
Sample(adjusted): 1930 1998				
Included observations: 69 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R(-1)	-0.352812	0.116546	-3.027233	0.0036
D(R(-1))	-0.24766	0.128153	-1.932532	0.0579
D(R(-2))	-0.078185	0.112579	-0.694495	0.49
D(R(-3))	0.191276	0.107576	1.778063	0.0804
D(R(-4))	-0.162688	0.106336	-1.529.945	0.1312
D(R(-5))	-0.197016	0.101115	-1.948424	0.056
C	-3.088917	1.714269	-1.801886	0.0765
@TREND(1924)	0.119352	0.040564	2.942323	0.0046
R-squared	0.475589	Mean dependent var		-0.124493
Adjusted R-squared	0.415411	S.D. dependent var		8.023277
S.E. of regression	6.134.471	Akaike info criterion		6.574376
Sum squared resid	2295.536	Schwarz criterion		6.833403
Log likelihood	-218.8160	F-statistic		7.903002
Durbin-Watson stat	2.010536	Prob(F-statistic)		0.000001

¹⁸² Común, dado que estudios econométricos elaborados con anterioridad arrojan en forma regular que las series macroeconómicas mencionadas se comportan en la forma de una caminata aleatoria.

manera sobresaliente. Dicho crecimiento, al deberse a variaciones o cambios estructurales de la economía, indica que las perturbaciones tuvieron efectos permanentes sobre el nivel de producto. Del mismo modo, la oferta monetaria tiene crecimientos reales importantes especialmente a partir de la década del 70, por lo cual su media no es invariable en el tiempo, lo que la convierte en una serie con caminata aleatoria. De hecho, el comportamiento de caminata aleatoria le suma a su característica de variable totalmente exógena al sistema planteado, ya que se debe exclusivamente a decisiones de política, que no son coherentes en forma sistemática con los cambios estructurales de la economía. De otro lado, el comportamiento de la tasa de interés, de tendencia aleatoria, es característico de una variable volátil, que en este caso depende en forma estrecha de la percepción o expectativas que tengan los agentes representativos acerca de la economía Colombiana, y de otras variables que son importantes a la hora de determinar su comportamiento. En este sentido, el comportamiento de la tasa de interés real de colocación del sistema financiero, se convierte en un indicador de las perturbaciones a las que con frecuencia se enfrenta la economía y de la etapa del ciclo económico que le corresponde.

Cuadro 9. Prueba de raíz unitaria

ADF Test Statistic		-4.789459	1% Critical Value*	-4.0871
			5% Critical Value	-3.4713
			10% Critical Value	-3.1624
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(P1)				
Method: Least Squares				
Date: 08/07/03 Time: 07:56				
Sample(adjusted): 1928 2000				
Included observations: 73 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
P1(-1)	-0.703331	0.146850	-4.789459	0.0000
D(P1(-1))	0.179424	0.145956	1.229303	0.2233
D(P1(-2))	0.179385	0.130673	1.372772	0.1744
D(P1(-3))	0.407187	0.113834	3.577034	0.0007
C	-1.217711	1.803230	-0.675294	0.5018
@TREND(1924)	0.256086	0.067636	3.786217	0.0003
R-squared	0.379115	Mean dependent var		-0.042466
Adjusted R-squared	0.33278	S.D. dependent var		8.664516
S.E. of regression	7.077.483	Akaike info criterion		6.830331
Sum squared resid	3.356.082	Schwarz criterion		7.018588
Log likelihood	-243.3071	F-statistic		8.182083
Durbin-Watson stat	2.034997	Prob(F-statistic)		0.000004

En el cuadro 10, se presenta un resumen de los resultados de las pruebas de contrastación de raíz unitaria para las series en niveles y en primeras diferencias.

Es posible apreciar como, para cada una de las series en niveles que presentaron existencia de raíz unitaria, se transforman en series estacionarias a partir de sus primeras diferencias. Hecho este ratificado por sus respectivos gráficos, presentados en el Anexo 1. En dichos gráficos, es posible apreciar como cada una de las variables en su representación de primeras diferencias, toma la forma de una serie estacional, con excepción de la serie del PIB, que muy a pesar de los resultados del Test de Dickey – Fuller, en los cuales se concluyo estacionariedad de la serie a partir de su primera diferencia, el grafico parece mostrar un comportamiento ambiguo de caminata aleatoria, sobre todo a partir de la década del ochenta, con un quiebre negativo espectacular al final del siglo, específicamente en el año 1999, en donde la tendencia toma una caída profunda que se supone estructural, con consecuencias esperadas de largo plazo sobre el comportamiento futuro del PIB. Como resultado final de los test de contrastación de presencia de raíz unitaria de Dickey – Fuller aumentado aplicados a las series del PIB, la oferta monetaria real (M1), la tasa de interés real de colocación (R) y tasa de inflación (P1), se puede resumir que las primeras tres variables (PIB, M1 y R) son series integradas de orden 1, I (1), siendo las series transformadas en sus primeras diferencias integradas de orden 0 o estacionarias, I (0). No así, la tasa de inflación, la cual resulto ser una serie integrada de orden 0 o estacionaria en la serie original (en niveles), por lo cual para el caso de esta serie no fue necesario llevar a cabo proceso de diferenciación.

Cuadro 10. Resumen prueba de raíz unitaria

Variables	Prueba Dickey - Fuller	
	Estadística	Valor critico ($\alpha = 0.05$)
Niveles		
PIB	$\tau_{\tau} = -0.091686$	- 3,4668
M1	$\tau_{\mu} = -2,7154587$	- 2,9023
R	$\tau_{\tau} = -3,027233$	- 3,4749
P1	$\tau_{\tau} = - 4,789459$	- 3,4713
Primera diferencia		
ΔPIB	$\tau_{\tau} = -5,5234$	- 3,4696
ΔM1	$\tau_{\mu} = -3,8560$	- 2,9029
ΔR	$\tau_{\tau} = -6,5214$	- 3,4759

4.2.2. Contrastación de vectores de cointegración. Una vez finalizada la fase de caracterización de la tendencia de largo plazo de las variables del sistema, se llevará a cabo, como complemento de dicha caracterización, pero esta vez en un contexto de interrelación dinámica entre las variables, proceso de verificación de existencia de relaciones lineales estables de largo plazo entre las series, debido a la existencia de raíz unitaria en la mayoría de ellas. Es decir, debido a que las series en niveles del PIB real, la tasa de interés real de colocación del sistema financiero y la oferta monetaria real (M1), con excepción de la inflación, no son estacionarias, es complementario hallar una relación estructural o de equilibrio estable de largo plazo entre las variables bajo estudio. Aquí, es importante decir que esta fase no es necesaria en lo fundamental para efectos del desarrollo econométrico propuesto. Es de anotar, que si las series mencionadas hubiesen presentado un comportamiento estacional, la estacionariedad de las series hubiese sido suficiente para verificar la estacionariedad del sistema, y dado que dicha estacionariedad conjunta en principio no existe, se hace necesario verificar equilibrio de largo plazo entre las relaciones lineales de las variables¹⁸³.

Hasta este punto, es importante aclarar que la teoría económica no sugiere una posible relación cointegrante entre el PIB real y la oferta monetaria (M1); así mismo, la teoría sugiere una relación de largo plazo o la existencia de un vector de cointegración entre la oferta monetaria y la inflación¹⁸⁴, entre la tasa de inflación y la tasa de interés, en este caso de colocación del sistema financiero, pero no es clara en sugerir relaciones cointegrantes entre la tasa de interés y la oferta monetaria y entre el PIB real y la tasa de interés. En este sentido, no es clara una relación en el largo plazo entre el PIB real y la tasa de interés y entre esta última y la oferta monetaria, aunque en el corto plazo sí. En estos casos, la revisión de dicho aspecto se lleva a cabo como un requerimiento de la metodología econométrica.

Tal como se expuso en el apartado (5.1.4.), se llevara a cabo Test de contrastación de existencia de relaciones cointegrantes propuesto por Johansen (1988)¹⁸⁵, el cual tiene algunas ventajas, especialmente en relación al procedimiento bietápico de Engle y Granger:

¹⁸³ Es importante recalcar, que el objetivo fundamental del presente análisis es llevar a cabo la estimación de un VAR (p) irrestricto, por razones anteriormente explicadas, pero que se llevara a cabo la estimación de un VEC (en caso de existir relaciones Cointegrantes) como complemento del desarrollo econométrico, dadas la visión de largo y corto plazo que permite el VEC de las relaciones dinámicas de las series.

¹⁸⁴ En este sentido, los clásicos consideran que la inflación es una consecuencia puramente monetaria, es decir, que es el producto del exceso de oferta monetaria en la economía.

¹⁸⁵ JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. En : Journal of Economic Dynamics and Control No. 12 (1988); pag. 231 – 254.

- Permite contrastar la existencia de más de un vector de cointegración.
- No hace necesario el mismo orden de integración para las series objeto de análisis, hecho particularmente importante para el proceso que se intenta llevar a cabo por cuanto una de las series resulto ser integrada de orden 0, $I(0)$, es decir estacionaria, en tanto las demás, son integradas de orden 1, $I(1)$.

En este sentido, como un primer paso en el análisis y teniendo dudas acerca de la especificación de elementos deterministas dentro del modelo, se optó por la estimación de los cinco modelos alternativos a saber:

- ❑ Modelo 1: Sin componentes deterministas.
- ❑ Modelo 2: Con termino constante en la ecuación de cointegración.
- ❑ Modelo 3: Con termino constante en la ecuación de cointegración y en el modelo dinámico.
- ❑ Modelo 4: Con termino constante y tendencia en la ecuación de cointegración y termino constante en el modelo dinámico.
- ❑ Modelo 5: Con termino constante y tendencia en la ecuación de cointegración y en el modelo dinámico.

El conjunto completo de condicionantes teóricos de posibles modelos a contrastar están resumidos en el cuadro 5, del apartado (5.1.4.). Así, facilitado por la utilidad incorporada por el programa Eviews, se pueden obtener los resultados alternativos presentados en la Tabla 6.

Dicha tabla, recoge los distintos criterios informativos básicos (Verosilimitud, Akaike y Schwarz) para cada uno de los cinco modelos y para cada uno de los posibles rangos de cointegración. De acuerdo a este cuadro resumen de los distintos modelos alternativos, se escogió como el más factible el modelo 2¹⁸⁶, con solo termino constante en la ecuación de cointegración, ecuación estática, (no tendencia tanto en el modelo dinámico como en la ecuación de cointegración), que corresponde a la siguiente formulación general:

$$\Delta Y_t = \Omega_1 \Delta Y_{t-1} + \Omega_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \lambda(\beta'_c + \beta' Y_{t-p}) + U_t$$

¹⁸⁶ En este caso, el problema habitual es que no es fácil encontrar una especificación claramente superior al resto para todos los posibles rangos de cointegración y de acuerdo con todos los estadísticos, por lo que debe advertirse que la selección final incorpora un componente subjetivo significativo. Sin embargo, se escogió como criterio de selección el informativo Akaike ya que este criterio sugirió resultados más robustos en cuanto a las características del modelo.

Dicho modelo sugiere un rango de cointegración igual a 2.

Como segundo punto del análisis, se determinó el número óptimo de retardos a incluir utilizando preliminarmente los criterios informativos Verosimilitud, Akaike y Schwarz, los cuales son los mismos utilizados para escoger el numero de retardos

Cuadro 11. Estadísticos de información

Date: 08/23/03 Time: 14:16 Sample: 1924 2000 Included observations: 69 Series: PIB R P1 Exogenous series: M1 Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 5					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend (Modelo 0)	Intercept No Trend (Modelo 2)	Intercept No Trend (Modelo 3)	Intercept Trend (Modelo 5)	Intercept Trend (Modelo 8)
Log Likelihood by Model and Rank					
0	-1523.314	-1523.314	-1520.215	-1520.215	-1512.750
1	-1513.538	-1513.156	-1510.103	-1509.074	-1505.270
2	-1507.128	-1505.876	-1503.459	-1501.611	-1499.443
3	-1504.156	-1502.822	-1502.822	-1497.700	-1497.700
Akaike Information Criteria by Model and Rank					
0	45.45837	45.45837	45.45552	45.45552	45.32608
1	45.34894	45.36683	45.33631	45.33548	45.28318
2	45.33705	45.35873	45.31766	45.32206	45.28820
3	45.42482	45.47309	45.47309	45.41158	45.41158
Schwarz Criteria by Model and Rank					
0	46.91540	46.91540	47.00968	47.00968	46.97738
1	47.00024	47.05050	47.08474	47.11629	47.12875
2	47.18262	47.26905	47.26036	47.32952	47.32804
3	47.46466	47.61006	47.61006	47.64569	47.64569
L.R. Test:	Rank = 3	Rank = 2	Rank = 1	Rank = 1	Rank = 0

para el VAR (p) irrestricto estimado adelante en la sección (6.2.4.). Dado que los resultados de los criterios informativos mencionados no presentan un número de retardos óptimo para el sistema de criterios conjunto, se seleccionó el mínimo número de retardos que parecen presentar un máximo local, que para este caso coincide con un VAR (1) para todos los estadísticos. Sin embargo, como se mencionara más adelante en el apartado (6.2.4.), dichos criterios de información tienden a seleccionar un número insuficiente de rezagos, por lo que se escogió como un número suficiente de retardos para recoger un conjunto completo de relaciones dinámicas entre las series, de 5.

En el cuadro 12 se presentan los resultados del Test de cointegración de Johansen, en donde se incluye en la forma de variable exógena la oferta monetaria.

Cuadro 12. Estadístico de cointegración de Johansen

Date: 09/20/03 Time: 11:54

Sample: 1924 2000

Included observations: 69

Test assumption: No deterministic trend in the data

Series: PIB R P1

Exogenous series: M1

Warning: Critical values were derived assuming no exogenous series

Lags interval: 1 to 5

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0,255052	40,98435	34,91	41,07	<div>None *</div> <div>At most 1 *</div> <div>At most 2</div>
0,190224	20,66796	19,96	24,6	
0,084732	6,109145	9,24	12,97	

() denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level**

L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

PIB	R	P1	C	
-8.72E-10	0.001953	-0.030839	0.079721	
-2.70E-09	-0.005379	0.005019	-0.118796	
-3.16E-09	0.018328	0.025249	0.053785	

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

PIB	R	P1	C	
-----	---	----	---	--

1,000000	-2239395 -8384113	35357094 -5.7E+07	-91402161 -1.9E+08	
Log likelihood	-1.513.156			
Normalized Cointegrating Coefficients: 2 Cointegrating Equation(s)				
PIB	R	P1	C	
1,000000	0	15676133 -6.2E+07	-19763310 -2.2E+08	
0	1,000000	-8788518 -305.250	3199027 -108707	
Log likelihood	-1.505.876			

En esta tabla, el estadístico V_{traza} (Likelihood Ratio) esta definido por su valor calculado en la segunda columna y sus correspondientes valores críticos al 5% y 1% respectivamente.

La primera fila tiene como hipótesis nula la existencia de ninguna relación cointegrante (None, $r = 0$), frente a una hipótesis alternativa de al menos 1 relación de cointegración ($r \neq 0$); la hipótesis nula se rechaza a un nivel critico del 5%, por lo que se procede a evaluar en la segunda fila la hipótesis nula de una o ninguna relación de cointegración frente a la hipótesis alterna de al menos 2. También en este caso se rechaza la hipótesis nula, por lo que existirían al menos dos relaciones cointegrantes. En la tercera fila, que evalúa la existencia de dos relaciones de cointegración en la hipótesis nula frente a una alterna de al menos 3 relaciones cointegrantes. En este caso, no es posible rechazar la hipótesis nula, por lo que no es factible seguir el proceso secuencial de al menos tres vectores de cointegración; al final del Test, el propio programa define el rango de cointegración en al menos dos vectores de cointegración para nuestro sistema (L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level).

Del cuadro 12 es necesario hacer tres precisiones:

- ❑ La variable oferta monetaria real, se especificó como una variable exógena al modelo planteado, dado que esta es atribuible solo a decisiones de política, razón por la cual no se incluyo en el test de Johansen.
- ❑ Teniendo en cuenta que la normalización que realiza dicho test se realiza en forma arbitraria en función del orden en el que se han incluido las variables, se altero dicho orden para facilitar la interpretación de las relaciones cointegrantes normalizadas. Los criterios utilizados para

especificar dicho orden (así, PIB, R y P1) son los resultados de las pruebas de causalidad de Granger, los cuales se presentaran enseguida y de descomposición de varianza, en los cuales se especifica que determina que para Granger, y los niveles de exogeneidad de las series, entendiéndose que las variables más exógenas determinan en grado de mayor a menor al resto de variables del sistema. Por lo tanto, las dos relaciones de cointegración normalizadas hacen referencia a las relaciones de largo plazo entre actividad económica y tasa de interés real de colocación del sistema financiero.

- La tasa de inflación no se tiene en cuenta en las posibles relaciones de cointegración, ya que en principio esta serie es estacionaria, I (0).

Los resultados de la estimación del VEC (Vector Error Correction) se presentan en el cuadro 13, que indica en la parte superior las relaciones estimadas de cointegración para el PIB y la tasa de interés real (R). En la parte de resultados individuales se presentan los coeficientes estimados para la velocidad de ajuste de

Cuadro 13. Vector de corrección de errores

Date: 09/20/03 Time: 18:43 Sample(adjusted): 1930 1998 Included observations: 69 after adjusting endpoints Standard errors & t-statistics in parentheses			
Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2	
PIB(-1)	1,000000	0.000000	
R(-1)	0.000000	1,000000	
P1(-1)	9567935 (7.60E+07) (0.12664)	-16,01609 (82,4945) (-0.19415)	
C	-3.56E+08	204,2016	
Error Correction:	D(PIB)	D(R)	D(P1)
CointEq1	0.039752 (0,01642) (2,42082)	-2.65E-08 (2,0E-08) (-1.29127)	-1.99E-08 (7,7E-09) (-2.58422)
CointEq2	2236,742 (14480,6) (0,15446)	-0,054930 (0,01807) (-3.03918)	-0.014561 (0,006678) (-2.14709)
D(PIB(-1))	0,174907	-1.24E-07	3,16E-07

	(0,16651)	(2,1E-07)	(7,8E-08)
D(PIB(-2))	(1,05045) 0,348684 (0,20585) (1,69390)	(-0.59779) 2.07E-08 (2,6E-07) (0,08038)	(4,04995) -9.94E-08 (9,6E-08) (-1.03108)
D(PIB(-3))	-0.504961 (0,19231) (-2.62575)	4.71E-07 (2,4E-07) (1,96284)	1.03E-08 (9,0E-08) (0,11475)
D(PIB(-4))	-0.489554 (0,21069) (-2.32358)	-1.03E-07 (2,6E-07) (-0.39107)	2.57E-07 (9,9E-08) (2,59974)
D(PIB(-5))	0.207074 (0,21535) (0,96158)	1.81E-08 (2,7E-07) (0,06739)	-3.86E-08 (1,0E-07) (-0.38240)
D(R(-1))	-24495.03 (112564) (-0.21761)	-0.613958 (0,14050) (-4.36993)	0.050062 (0,05272) (0,94963)
D(R(-2))	-122002.4 (115060) (-1.06034)	-0.479173 (0,14361) (-3.33660)	-0.891088 (0,05389) (-16.5364)
D(R(-3))	-472049.9 (290985) (-1.62225)	-0.212941 (0,36319) (-0.58631)	-0.352761 (0,13628) (-2.58854)
D(R(-4))	-293100.9 (317751) (-0.92242)	-1.084.198 (0,39660) (-2.73375)	-0.012044 (0,14881) (-0.08093)
D(R(-5))	219541.9 (323220) (0,67923)	-0.184711 (0,40342) (-0.45786)	-0.100487 (0,15137) (-0.66383)
D(P1(-1))	-657413.2 (346868) (-1.89528)	-0.62353 (0,43294) (-1.44022)	-0.441102 (0,16245) (-2.71531)
D(P1(-2))	-411573.2 (383210) (-1.07402)	-1.102.390 (0,4783) (-2.30481)	-0.056766 (0,17947) (-0.31630)
D(P1(-3))	123107.7 (366000)	-0.064166 (0,45682)	-0.115679 (0,17141)

	(0,33636)	(-0.14046)	(-0.67487)
D(P1(-4))	-86867.15 (104734) (-0.82941)	-0.017079 (0,13072) (-0.13065)	-0.002441 (0,04905) (-0.04976)
D(P1(-5))	75695.57 (89875,9) (0,8422)	-0.027381 (0,11218) (-0.24409)	-0.036074 (0,04209) (-0.85702)
C	14875015 (4428760) (3,35873)	-2,237487 (5,52771) (-0.40478)	-4,072885 (2,07414) (-1.96365)
M1	-0.000446 (0.00024) (-1.85503)	-5.67E-11 (3,0E-10) (-0.18870)	5.05E-11 (1,1E-10) (0.44816)
R-squared	0.818414	0.570625	0.946599
Adj. R-squared	0.753043	0.41605	0.927374
Sum sq. resids	1.21E+15	1879,530	264,6265
S.E. equation	4912206	6,131118	2,300550
F-statistic	12,51955	3,691573	49,23932
Log likelihood	-1149,894	-211,9179	-144,2821
Akaike AIC	33,88099	6,693272	4,732815
Schwarz SC	34,49617	7,308461	5,348003
Mean dependent	10403939	-0.124493	0.412029
S.D. dependent	9884761	8,023277	8,536631
Determinant Residual Covariance		1.69E+15	
Log Likelihood		-1503,459	
Akaike Information Criteria		45,40462	
Schwarz Criteria		47,44446	

cada una de las ecuaciones respecto de las relaciones de equilibrio a largo plazo identificadas.

Para el VEC, al igual que para el VAR, los resultados más interesantes provienen de las funciones de respuesta al impulso y de descomposición de varianza. Por tratarse la estimación del VEC de un complemento al desarrollo econométrico propuesto, dichas funciones (de respuesta al impulso y de descomposición de varianza) se presentan en el anexo, dejando los comentarios a los resultados de dichas funciones para el apartado (7) de evaluación global de los resultados econométricos, en donde se intentaran articular dichos resultados, con los de la estimación del VAR.

4.2.3. Causalidad en el sentido de Granger. Como se mencionó antes, la metodología de causalidad en el sentido estadístico de Granger, pretende hallar dichas relaciones (de causalidad) en un sistema de información del cual se quiere inferir en forma aproximada su funcionamiento en la forma causa - efecto. En este sentido, se intenta deducir en forma esquemática “que causa que” en un contexto intertemporal. Sin embargo, dicho sistema de información y sus respectivos resultados de causalidad de poco servirían para el análisis económico si no tienen una fundamentación teórica sólida, dado que las relaciones de causalidad solo tienen en primera instancia una importancia meramente estadística.

Así, la teoría revisada a priori en la parte (4) de este trabajo, permite inferir de antemano el comportamiento dinámico-estructural en el contexto causa – efecto del sistema objeto de análisis. En este sentido, se esperaría un comportamiento de causalidad en el siguiente orden: del PIB a la oferta monetaria; de la oferta monetaria (M1) hacia la inflación, de la inflación a la tasa de interés y viceversa, y de la oferta monetaria real a la tasa de interés real de colocación, esto de acuerdo a la revisión teórica realizada en el capítulo 4.

Es importante anotar, que dado que las pruebas de causalidad desarrolladas por Granger se constituyeron en su origen en herramientas introductorias del modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) desarrollado por Sims, la metodología de causalidad en el sentido estadístico de Granger es entendida como un sistema VAR estándar reducido¹⁸⁷ donde se asume que:

$$Z_t = (pibr, m1, vi, inf)_t, t = 1, ..., T$$

sigue un modelo VAR estándar de dimensión 4 con errores normales. Por lo tanto, el modelo se define como:

$$BZ_t = \mu + \Gamma Z_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde **B** es una matriz de dimensión 4 x 4 que contiene los parámetros estructurales del modelo, **μ** es un vector de constantes, **Γ** es una matriz de coeficientes de las variables rezagadas de dimensión 4 x 4 y $\varepsilon_1, ..., \varepsilon_t$ son las innovaciones que se asumen distribuidas i.i.d $N(0, \Sigma)$.

¹⁸⁷ En realidad, dado que en la metodología de Granger, la variable **X** depende de sus propios valores rezagados y de los valores rezagados de **Y**, lo mismo para **Y**, las dos se formulan como variables endógenas dentro del sistema, por lo cual el esquema definido por Granger es denominado VAR estándar reducido.

Los resultados de la prueba de causalidad de Granger se presentan en el cuadro 14 para 10 retardos, en donde se indica que causalidad en el sentido estadístico de Granger solo esta presente entre la tasa de interés y la inflación, en donde se pudo rechazar la hipótesis nula según la cual la tasa de interés no causa la inflación y la inflación no causa la tasa de interés. Este punto es interesante, ya que la causalidad se plantea en forma bidireccional, es decir, existe una relación de causalidad de doble vía entre la tasa de interés real de colocación del sistema financiero y la tasa de inflación. Dicha causalidad, solo es concordante con la teoría, planteada de antemano en la sección (4) del presente estudio, en el contexto en que mayores niveles inflacionarios presionan la tasa de interés, lo cual seria lógico, ya que es coherente pensar que los agentes representativos del sistema financiero intentarían cubrirse del riesgo inflacionario a través de incrementos de la tasa de interés de colocación, con el fin de proteger el margen de intermediación. Sin embargo, dicha causalidad no es clara en términos teórico – prácticos, cuando indica que la tasa de interés real causa “Granger” la inflación, cuando la propia oferta monetaria (M1) no tiene una relación de causalidad aparente con la inflación y la tasa de interés. Esto ultimo, en un contexto en el que varios enfoques modernos de pensamiento económico consideran la inflación como un fenómeno puramente monetario en el largo plazo. Sin embargo, dicho hallazgo indicaría que la tasa de interés tiene efectos significativos sobre la tasa de inflación, influencia que seria mayor a la ejercida por la oferta monetaria.

En este sentido, dado que el objetivo final del presente trabajo, es el de hallar relaciones dinámicas y estructurales entre el PIB real, algún instrumento de política monetaria (en este caso, la oferta monetaria, M1), la tasa de interés real de colocación del sistema financiero y la tasa de inflación, es interesante la inexistencia de causalidad entre el PIB real y la oferta monetaria (M1) y la tasa de interés; entre la oferta monetaria y la inflación; y entre la oferta monetaria y la tasa de interés.

Aunque la metodología de causalidad en el sentido estadístico de Granger es solo un proxy de las relaciones dinámicas existentes entre variables económicas, dado que solo se hallan en el marco de una relación causa – efecto, permiten hacer inferencia acerca de dos hechos que son característicos de la teoría económica prevaleciente y del funcionamiento estructural y practico de la economía Colombiana:

- Aunque una de las virtudes del presente estudio es la extensión de las series utilizadas, lo cual permite una aproximación mayor al verdadero largo plazo, esto implica también que la causalidad se da en un contexto de largo plazo entre las variables, en donde en términos de la teoría Neoclásica, las variables: tasa de interés real, en este caso de colocación del sistema

financiero, y oferta monetaria, son variables que influyen solo en la demanda agregada, por lo cual tendrían únicamente efectos de corto plazo sobre el producto; por lo tanto, es improbable desde el punto de vista teórico, hallar relaciones de causalidad entre estas variables y el PIB, en un contexto de largo plazo.

Cuadro 14. Test de causalidad de Granger

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 08/07/03 Time: 08:00			
Sample: 1924 2000			
Lags: 10			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
PIB does not Granger Cause R	65	1.61215	0.13478
R does not Granger Cause PIB		0.86577	0.57081
P1 does not Granger Cause R	65	2.11225	0.04375
R does not Granger Cause P1		4.64344	0.00000
M1 does not Granger Cause R	65	1.13187	0.36129
R does not Granger Cause M1		0.45381	0.91028
P1 does not Granger Cause PIB	67	1.08522	0.39291
PIB does not Granger Cause P1		0.70803	0.71218
M1 does not Granger Cause PIB	67	0.60493	0.80143
PIB does not Granger Cause M1		0.48157	0.89338
M1 does not Granger Cause P1	67	0.76228	0.66332
P1 does not Granger Cause M1		0.65591	0.75818

De otra parte, la inexistencia de causalidad entre el PIB y la oferta monetaria y la tasa de interés, puede deberse a factores institucionales o al marco en el cual interactúan los agentes del sistema financiero¹⁸⁸. Es decir, la tasa de interés tal vez no obedezca a factores de competencia entre los actores del sistema, y la estructura oligopolica del mismo impide que mayores niveles de liquidez se traduzcan en reducciones de la tasa de interés. Del mismo modo, variaciones de la oferta monetaria pueden no tener relación estadística de causalidad con el nivel de producto debido a que no se traduce en mayores niveles de crédito al sector real.

¹⁸⁸ Sarmiento, Palacio E., Op. cit., p. 465.

Es importante anotar, que estas apreciaciones se hacen a partir de resultados que son aproximados, ya que se parte de variables macroeconómicas en un sistema que por lo demás, puede tener la falencia de no contar con variables que lo afectan en forma crítica. Sin embargo, dado que el objetivo principal es observar el comportamiento dinámico entre las variables mencionadas durante gran parte del último siglo y que son objeto de discusión dentro del debate económico actual, los resultados hasta ahora presentados son de utilidad como punto de partida para caracterizar, es decir, para describir el comportamiento estructural de largo plazo de dichas series.

De otro lado, dado que la prueba de causalidad en el sentido de Granger es utilizado también como contraste para probar exogeneidad fuerte en las variables del sistema, y que dichos resultados serán de importancia en el momento de introducir las series para generar las funciones de impulso – respuesta, se hicieron los siguientes hallazgos:

- ❑ Al no poderse rechazar la hipótesis nula en el contraste de Granger para el PIB, en su confrontación de variable de carácter exógena con ninguna de las demás variables introducidas como endógenas para efectos del contraste, es posible afirmar que se trata de una variable con características de serie con exogeneidad fuerte¹⁸⁹.
- ❑ En este mismo sentido, se encontró que la serie de la oferta monetaria (M1) se comporta como variable con características de fuerte exógeneidad al no ser explicada por ninguna de las variables introducidas como endógenas al contraste.
- ❑ Así mismo, se encontró que la serie de la tasa de interés real de colocación (R) se comporta como variable con fuerte exógeneidad solo respecto de la oferta monetaria (M1) y del PIB, no así, respecto de la tasa de inflación. En este sentido, la tasa de interés no es explicada por el nivel de producto y por la oferta monetaria, pero sí por la tasa de inflación.
- ❑ Igual resultado se halló para la tasa de inflación, en el sentido de no ser explicada por el nivel de producto real y por la oferta monetaria real, pero sí por la tasa de interés real de colocación.

Por lo tanto, de acuerdo a las pruebas de causalidad en el sentido estadístico de Granger y a su utilización alterna para determinar exógeneidad fuerte en las series

¹⁸⁹ Es necesario aclarar que esta deducción es un proxy, dado que no se llevo a cabo como complemento al contraste de exógeneidad fuerte, el contraste para exógeneidad débil, a través de un modelo marginal estimado, el cual se convierte en un complemento necesario para estar seguros de que el PIB es una serie exógena fuerte. Igual para las demás series.

objeto de análisis, es posible inferir el orden de las variables de acuerdo al grado de exógeneidad y causalidad en la siguiente forma:

$$\text{PIB} \rightarrow \text{M1} \rightarrow \text{R} \rightarrow \text{P1}$$

Siendo las variables más exógenas, de acuerdo a la prueba de Granger, el PIB y la oferta monetaria real (M1), pero organizadas en primer y segundo orden de acuerdo a criterios económicos. Le siguen, la tasa de interés real de colocación del sistema financiero y la tasa de inflación, en las cuales se encontró evidencia de causalidad bidireccional (feedback), por lo que se optó por criterios teóricos y económicos para determinar el orden de exógeneidad y causalidad dentro del sistema. Así, queda determinado el orden de causalidad y exógeneidad de las series, los cuales, junto a los resultados de las funciones de descomposición de varianza, determinaran la forma en que las series serán introducidas al momento de estimar las funciones impulso – respuesta en el sistema.

4.2.4. Sistema de Vectores Autorregresivos (VAR). La metodología del presente trabajo involucra la estimación de un modelo Vectorial Autorregresivo (VAR), a través del cual se identifican diferentes tipos de shocks, que por la longitud y la importancia de las series, se supone definen el comportamiento de la economía Colombiana en el largo plazo.

Dado que lo que se busca es analizar y caracterizar en un horizonte de largo plazo el comportamiento natural de las series en un contexto de “neutralidad” teórica, es decir sin restricciones teóricas sugeridas a priori, el modelo contemplará, como es la intención inicial de la estimación de Vectores Autorregresivos, que todas las variables bajo análisis sean consideradas endógenas, lo que en un contexto matricial, implicará que cada una de ellas pueda ser considerada como una fuente de perturbación o innovación para el resto de variables (todas las variables aparecen incluidas en todas las ecuaciones). En este sentido, no se considerarán restricciones de corto o de largo plazo como las consideradas por Blanchard y Quah o las sugeridas por Shapiro y Watson.

Así, notando como PIB, M1, P1 y R, en el mismo orden, al Producto Interno Bruto real, a la oferta monetaria real, la tasa de inflación y la tasa de interés real de colocación, se define el modelo VAR estándar para el conjunto de información presentado como:

$$\mathbf{X}_t = \Phi_1 \mathbf{X}_{t-1} + \Phi_2 \mathbf{X}_{t-2} + \dots + \Phi_p \mathbf{X}_{t-p} + \mathbf{e}_t$$

$$= \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t$$

$$e_t \stackrel{iid}{\sim} N(0, \Sigma)$$

Siendo:

$$X_t = \begin{bmatrix} \Delta \text{ PIB} \\ \Delta \text{ M1} \\ \Delta \text{ P1} \\ \Delta \text{ R} \end{bmatrix}$$

donde Φ_i ($i = 1, \dots, p$) son las matrices de los coeficientes de los componentes autorregresivos y e_t el vector de las innovaciones o de los componentes no explicados por el proceso autorregresivo. Por lo tanto, considerando un modelo VAR estándar sin restricciones de corto o de largo plazo sobre alguna de las variables, como el propuesto por Sims (1986), se tiene que:

$$\begin{bmatrix} \Delta \text{ PIB} \\ \Delta \text{ M1} \\ \Delta \text{ R} \\ \Delta \text{ P1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \end{bmatrix} \quad 190$$

Así, el sistema de cuatro ecuaciones que se definen como cuatro identidades explicativas de este modelo macroeconómico simple, queda definido por el siguiente conjunto de ecuaciones:

$$\text{PIB} = \Phi_p \text{PIB}_{t-p} + \Phi_p \text{M1}_{t-p} + \Phi_p \text{P1}_{t-p} + \Phi_p \text{R}_{t-p} + e_{1t}$$

$$\text{M1} = \Phi_p \text{PIB}_{t-p} + \Phi_p \text{M1}_{t-p} + \Phi_p \text{P1}_{t-p} + \Phi_p \text{R}_{t-p} + e_{2t}$$

¹⁹⁰ Dado que, como se menciono antes, $\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = U_t$.

$$R = \Phi_p \text{PIB}_{t-p} + \Phi_p \text{M1}_{t-p} + \Phi_p \text{P1}_{t-p} + \Phi_p R_{t-p} + e_{3t}$$

$$\text{P1} = \Phi_p \text{PIB}_{t-p} + \Phi_p \text{M1}_{t-p} + \Phi_p \text{P1}_{t-p} + \Phi_p R_{t-p} + e_{4t}$$

donde los e_t son los términos de error estocásticos, llamados impulsos o innovaciones en el lenguaje VAR, en donde se supone que en cada periodo de tiempo t se puede presentar un shock estructural asociado en forma específica a cada una de las variables así:

$$e_{1t} \leftrightarrow \text{PIB}$$

$$e_{2t} \leftrightarrow \text{M1}$$

$$e_{3t} \leftrightarrow \text{P1}$$

$$e_{4t} \leftrightarrow R$$

Por esto, en cada periodo t se pueden presentar distintos shock's estructurales (e_t) asociados a cada una de las variables. En este sentido, el shock e_1 es un impacto de origen endógeno asociado a un factor de oferta (la producción real); e_2 es una perturbación que tiene que ver en primera instancia con la oferta monetaria real (M1), como correspondería a una medida de política monetaria; e_3 se atribuye a una innovación estocástica generada por la variación en el nivel general de precios y e_4 a variaciones en la tasa de interés real, en este caso de la tasa de colocación del sistema financiero.

La teoría económica revisada a priori en los capítulos anteriores, especialmente en el apartado (4), sugiere dicotomía en los efectos, entre temporales y permanentes, en un sistema multivariado como el planteado en este trabajo, entre los cuales se encuentran los siguientes:

- ❖ La oferta monetaria no tiene efectos de largo plazo sobre el producto y la tasa de interés, pero si sobre la tasa de inflación¹⁹¹;
- ❖ La tasa de interés solo tendrá efectos de corto plazo sobre el nivel de producto, pero no en el largo plazo; también tendrá efectos de corto plazo sobre una función estimada de demanda de dinero para la economía

¹⁹¹ Sobre si misma tampoco, ya que se trata de una variable puramente exógena que se encuentra sujeta a decisiones de política.

Colombiana¹⁹², aunque tampoco en el largo plazo y tendrá efectos duraderos sobre los niveles estructurales de inflación;

- ❖ El nivel de producto tiene efectos duraderos sobre si mismo (por tratarse de una variable de oferta), y por tratarse de una variable real tendrá efectos tanto de corto como de largo plazo sobre las demás variables de este sistema (M1¹⁹³, tasa de interés y tasa de inflación);
- ❖ Del mismo modo, la inflación tiene efectos de corto y largo plazo sobre si misma y sobre la tasa de interés, pudiendo trasladar dichos efectos a las demás variables del sistema, a saber: nivel de producto, vía niveles de inversión afectada por el tipo de interés, y oferta monetaria ante variaciones en la demanda de dinero¹⁹⁴ a través de la tasa de interés.

Para efectos del presente análisis, dicha teoría solo será tomada en cuenta con el fin de revisar los resultados econométricos, junto con algunos hechos estilizados de la economía Colombiana. Por lo demás, su aplicación al trabajo empírico implicaría la imposición de restricciones al sistema, por lo cual se considera que se estaría “limitando” la capacidad explicativa del conjunto de variables bajo estudio. Por lo tanto, el sistema VAR sin restricciones se representa matricialmente así:

$$\begin{bmatrix} \Delta \text{PIB} \\ \Delta \text{M1} \\ \Delta \text{P1} \\ \Delta \text{R} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Sigma_{c11}(k) & \Sigma_{c12}(k) & \Sigma_{c13}(k) & \Sigma_{c14}(k) \\ \Sigma_{c21}(k) & \Sigma_{c22}(k) & \Sigma_{c23}(k) & \Sigma_{c24}(k) \\ \Sigma_{c31}(k) & \Sigma_{c32}(k) & \Sigma_{c33}(k) & \Sigma_{c34}(k) \\ \Sigma_{c41}(k) & \Sigma_{c42}(k) & \Sigma_{c43}(k) & \Sigma_{c44}(k) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{1t-k} \\ e_{2t-k} \\ e_{3t-k} \\ e_{4t-k} \end{bmatrix}$$

siendo $\Sigma_{cij}(k)$ un polinomio en el operador de rezagos que denota los efectos (para $k = 1, 2, 3, \dots$) de los impactos e_j sobre la variable i ($i, j = 1, 2, \dots, 4$).

¹⁹² MISAS, M. y OLIVEROS, H. Op. cit., p. 79. p. 43.

¹⁹³ Sobre M1, ya que es previsible que el nivel de oferta monetaria en el momento t sea calculada de acuerdo a una función estimada de demanda de dinero, la cual posee como variable de estimación crítica los niveles de ingreso.

¹⁹⁴ Esto, cuando como una condición de direccionamiento de la política monetaria se tienen en cuenta sistemáticamente los niveles estimados de demanda de dinero.

Así, el primer paso en la estimación de un modelo VAR, es la determinación de la longitud del rezago, lo cual es posible llevar a cabo mediante criterios de información como los propuestos por Akaike (AIC) ,Schwarz (SC) y de Verosilimitud (LV), cuyos resultados se muestran en el cuadro 15; así, para comparar entre distintas especificaciones alternativas (numero de retardos) se utilizaron los criterios informativos asociados al conjunto del modelo, por lo cual se debería optar por aquella especificación en el que la ganancia relativa de incluir un nuevo retardo no sea significativa. Como se deriva de este, bajo los criterios (AIC), (SC) y (LV), el numero de rezagos optimo es 1, con lo cual el sistema quedaría especificado como un VAR (1). Sin embargo, como lo señalan Deserres y Guay¹⁹⁵, utilizar una estructura de rezagos excesivamente parsimoniosa¹⁹⁶ puede llevar a un sesgo significativo en la estimación de las componentes endógenas del sistema. Adicionalmente, autores como Posada y Misas¹⁹⁷, encuentran que criterios de información como los ya mencionados tienden a seleccionar un número insuficiente de rezagos. Por los motivos ya expuestos, los criterios informativos de (AIC) y (SC) no fueron tenidos en cuenta, y dado que el objetivo principal del presente análisis es recoger en forma amplia todo el conjunto

Cuadro 15. Criterios de información

Valores estimados para un VAR (p) con las variables PIB, M1, R y P1 Periodo de estimación 1924 - 2000			
Rezagos	Akaike	Schwarz	LV*
1	94,03262	94,65534	3459,207
2	92,77354	93,90308	3350,234
3	92,04191	93,68617	3261,509
4	91,83240	93,99947	3192,050
5	91,43448	94,13267	3116,207
6	91,80941	95,04725	3067,425
7	91,65898	95,44520	3000,405

*Logaritmo de Verosilimitud

posible de relaciones dinámicas existentes entre las series, se opto por un numero de rezagos que a juicio del autor son lo suficientemente amplios para cumplir dicha tarea; así, el número optimo de retardos escogido es de 5. Una vez

¹⁹⁵ DESERRES, Alain., GUAY, Alain y PIERRE, St-Amant. Estimating and Projecting Potential Output Using Structural VAR Methodology: the Case of the Mexican Economy. En : Working paper Bank of Canada (1995); pag. 67.

¹⁹⁶ El cual surge en principio como una necesidad en el desarrollo de un modelo sobreparametrizado como es el caso del VAR.

¹⁹⁷ MISAS, M. y POSADA, C. E. Crecimiento y ciclos económicos en Colombia en el siglo XX: el aporte de un VAR estructural. Bogotá : Banco de la Republica, 2000. pág. 20 (Borradores de Economía; 155).

estimado el orden del VAR, se pasa a la estimación del modelo VAR(5), el cual considera intercepto, cuyos resultados¹⁹⁸ se muestran en el cuadro 16; en esta presentación se incluyen cada una de las variables que integran el modelo como una columna, apareciendo en primer lugar los resultados individuales para cada uno de los coeficientes estimados (primera fila), acompañados de su desviación típica (segunda fila) y el estadístico *t* asociado (tercera fila), los dos últimos incluidos entre paréntesis.

En la parte inferior se recogen los estadísticos conjuntos de cada una de las ecuaciones, para finalizar con cuatro estadísticos globales del modelo, incluyendo el determinante de la matriz de covarianzas de los residuos, el logaritmo de verosimilitud conjunto y los criterios informativos de Akaike y Schwarz.

En el anexo 2 se presenta la representación gráfica de los residuos del sistema VAR estimado, como complemento de la evaluación del modelo; en este sentido, ya que la significatividad individual de los parámetros está condicionada por la necesaria correlación entre los regresores y que por este motivo, el análisis individual de los coeficientes no es útil en el proceso de selección del tamaño del modelo, las posibilidades de validación a priori se limita solo a los coeficientes de determinación y al análisis de los residuos, los cuales se presentan en su forma gráfica, como ya se dijo, en el anexo 2, y a través de la matriz de correlación entre los errores y de la matriz de varianzas covarianzas de los mismos en el anexo 3.

Aunque lo más importante una vez estimado el sistema VAR, son las funciones de respuesta al impulso y de descomposición de varianza, es posible precisar lo siguiente:

- ✓ Como se aprecia en el cuadro 16, la tasa de inflación, dependió positivamente de su propio nivel en el primer y segundo rezago, así como también en forma importante del PIB real, aunque solo en el primer rezago; del mismo modo, dependió de la tasa de interés real en forma significativa en el tercer y cuarto rezago. La tasa de inflación no dependió de manera significativa del nivel de oferta monetaria real, algo inesperado, por cuanto se esperaba fuera en forma significativa una consecuencia puramente monetaria en el largo plazo.

¹⁹⁸ El desarrollo econométrico del trabajo aquí realizado se llevó a cabo a través del sistema EViews, versión 5.0.

- ✓ El Producto Interno Bruto Real, PIB, solo dependió significativamente de si mismo en el primer rezago. En este sentido, no dependió de manera significativamente diferente de cero, de la tasa de interés real, de la oferta monetaria real y de la tasa de inflación.
- ✓ La oferta monetaria real, no dependió en forma significativa de la tasa de inflación, la tasa de interés real y del PIB; solo dependió positivamente de su propio nivel en el primer rezago. El comportamiento de la oferta monetaria real (M1) es predecible. En sentido estricto, una innovación monetaria tiene la característica particular de una variable totalmente exógena al sistema de variables, sin embargo se esperaba que la inflación y la tasa de interés fuese importante para explicar el comportamiento de la oferta monetaria por cuanto tienen incidencia en los cambios contemporáneos o esperados de la demanda de dinero.

Cuadro 16. Estimación VAR

Date: 08/07/03 Time: 09:45 Sample(adjusted): 1929 1998 Included observations: 70 after adjusting endpoints Standard errors & t-statistics in parentheses				
	P1	PIB	M1	R
P1(-1)	0.565527 (0.13565) (4.16910)	-275002.9 (285210) (-0.96421)	1.89E+08 (1.50E+08) (1.23599)	-0.079702 (0.33868) (-0.23534)
P1(-2)	0.435967 (0.15687) (2.77916)	317341.9 (329833) (0.96213)	-1.64E+08 (1.80E+08) (-0.92642)	-0.443657 (0.39166) (-1.13275)
P1(-3)	0.033556 (0.15596) (0.21515)	344794.7 (327927) (1.05144)	-30132458 (1.80E+08) (-0.17119)	1.114.524 (0.3894) (2.86215)
P1(-4)	0.016478 (-0.04578) (-0.35992)	2.758.195 (96259.9) (0.02865)	20766105 (5.20E+07) (0.40192)	-0.139312 (0.1143) (-1.21877)
P1(-5)	-0.035598 (0.04253) (-0.83699)	157075.4 (89425.5) (1.75649)	-1617613 (4.80E+07) (-0.03370)	-0.07604 (0.10619) (-0.71608)
PIB(-1)	3.23E-07 (7.90E-08) (4.07461)	1.249.211 (0.16667) (7.49498)	-9.393.343 (894.618) (-1.04998)	-1.12E-07 (2.00E-07) (-0.56471)
PIB(-2)	-4.12E-07 (1.30E-07) (-3.05035)	0.098453 (0.28377) (0.34695)	-6.436.354 (152.311) (-0.42258)	2.51E-07 (3.40E-07) (0.74597)
PIB(-3)	7.89E-08 (1.50E-07)	-0.903987 (0.30572)	2.340.472 (164.093)	2.89E-07 (3.60E-07)

	(0.54252)	(-2.95696)	(1.42631)	(0.79693)
PIB(-4)	2.32E-07	0.339971	-2.753.633	-5.37E-07
	(1.60E-07)	(0.3276)	(175.837)	(3.90E-07)
	(1.48607)	(1.03778)	(-1.56601)	(-1.38034)
PIB(-5)	-2.44E-07	0.247919	2.214.104	8.41E-08
	(9.90E-08)	(0.20777)	(111.523)	(2.50E-07)
	(-2.47326)	(1.19321)	(1.98533)	(0.34097)
M1(-1)	6.49E-11	-0.000669	0.382092	3.93E-10
	(1.20E-10)	(0.00026)	(0.13959)	(3.10E-10)
	(0.5243)	(-2.57259)	(2.73719)	(1.27264)
M1(-2)	1.23E-10	0.000326	-0.112735	3.45E-10
	(1.40E-10)	(0.00029)	(0.15562)	(3.40E-10)
	(0.89029)	(1.12288)	(-0.72441)	(1.00202)
M1(-3)	-1.07E-12	-0.000426	0.210213	2.77E-10
	(1.30E-10)	(0.00028)	(0.15018)	(3.30E-10)
	(-0.00800)	(-1.52152)	(1.39970)	(0.83509)
M1(-4)	-6.38E-11	0.000191	-0.044426	-6.69E-10
	(1.30E-10)	(0.00028)	(0.1508)	(3.30E-10)
	(-0.47715)	(0.68024)	(-0.29460)	(-2.00398)
M1(-5)	-1.52E-10	0.000155	0.089745	-2.26E-10
	(1.30E-10)	(0.00026)	(0.14162)	(3.10E-10)
	(-1.20748)	(0.58636)	(0.63372)	(-0.72100)
R(-1)	0.03308	-18801.57	-50227775	0.339442
	(0.04406)	(92649.9)	(5.00E+07)	(0.11002)
	(0.75071)	(-0.20293)	(-1.01001)	(3.08532)
R(-2)	-0.93668	-89318.01	-31924522	0.208261
	(0.04615)	(97026.3)	(5.20E+07)	(0.11522)
	(-20.2981)	(-0.92055)	(-0.61300)	(1.80758)
R(-3)	0.522957	-377559.6	2.37E+08	0.22269
	(0.13796)	(290066)	(1.60E+08)	(0.34444)
	(3.79072)	(-1.30163)	(1.52183)	(0.64652)
R(-4)	0.393411	269890.6	-1.77E+08	-0.857261
	(0.15714)	(330391)	(1.80E+08)	(0.39233)
	(2.50365)	(0.81688)	(-0.99811)	(-2.18507)
R(-5)	-0.00658	327429.3	-73789926	0.954775
	(0.15021)	(315830)	(1.70E+08)	(0.37504)
	(-0.04380)	(1.03673)	(-0.43528)	(2.54583)
C	0.256059	144087.6	1.73E+09	-3.524.241
	(0.86034)	(1808946)	(9.70E+08)	(214.806)
	(0.29762)	(0.07965)	(1.77920)	(-1.64067)
R-squared	0.972979	0.999643	0.470969	0.738698
Adj. R-squared	0.96195	0.999497	0.255038	0.632044
Sum sq. resids	253.1718	1.12E+15	3.22E+20	1578.201

S.E. equation	2.273053	4779289	2.57E+09	5.675226
F-statistic	88.22022	6862.263	2.181107	6.926121
Log likelihood	-144.3208	-1163.428	-1603.416	-208.3698
Akaike AIC	4.723450	33.84081	46.41187	6.553423
Schwarz SC	5.397999	34.51536	47.08642	7.227971
Mean dependent	13.12457	2.39E+08	3.98E+09	5.332571
S.D. dependent	11.65286	2.13E+08	2.97E+09	9.355891
Determinant Residual Covariance	5.46E+33			
Log Likelihood	-3116.207			
Akaike Information Criteria	91.43448			
Schwarz Criteria	94.13267			

Valores del estadístico t significativos al 5% en negrilla.

- ✓ De otra parte, en la tasa de interés real, en este caso de colocación del sistema financiero, influyeron de manera significativa y positiva, la tasa de inflación, aunque solo en el tercer rezago, y la propia tasa de interés, en el primer y quinto rezago. Son claros los efectos que una innovación en tasa de inflación tiene en la tasa de interés, reforzado por los resultados encontrados a priori en la prueba de causalidad en el sentido estadístico de Granger, donde se descubrió una causalidad de doble vía entre estas dos variables que son concordantes con la teoría y con hechos prácticos de la economía.

4.2.4.1. Análisis de impulso respuesta en el sistema. Dado que al utilizar el sistema de vectores autorregresivos (VAR), lo que se busca es observar el comportamiento dinámico y la interacción de un conjunto de variables que se suponen hacen parte crítica de un sistema que se desea caracterizar¹⁹⁹, las funciones de respuesta al impulso, características de las estimaciones VAR, hacen esto al permitir observar el comportamiento o respuesta dinámica de las variables endógenas ante shocks de ellas mismas²⁰⁰ a lo largo de todo el sistema. En este sentido, los choques no son estructurales, son instantáneos y transitorios, lo que

¹⁹⁹ Uno de los objetivos principales del presente análisis, es intentar describir el comportamiento de la economía Colombiana en un horizonte considerado de largo plazo (desde 1924 – 2000), a través de variables que a juicio del autor son críticas para alcanzar el objetivo planteado y al mismo tiempo aportar al debate actual, acerca de la efectividad o no del uso de la política monetaria para salir de la recesión, a través de la descripción de las relaciones dinámicas existentes en el largo plazo entre la oferta monetaria (M1), el PIB, la inflación (PI) y la tasa de interés real de colocación del sistema financiero, entendida esta última como una tasa de interés importante de referencia para el comportamiento del sistema económico.

²⁰⁰ En los modelos estructurales, por ejemplo de ecuaciones simultáneas, los choques provenían de variables exógenas a la ecuación; por el contrario en los VAR, por ser todas las variables consideradas endógenas, las perturbaciones deben provenir de ellas mismas, de ahí la necesidad de llevar a cabo la ortogonalización de la matriz de varianzas covarianzas de las perturbaciones como parte esencial de identificación en los modelos VAR, diferenciación que implicaría la ordenación de las variables endógenas en grados de mayor a menor exogeneidad al ser introducidas para estimar las funciones de respuesta al impulso.

permite observar la reacción de la variable en particular ante eventos que son temporales y que no se repiten.

Así, los diagramas de impulso – respuesta trazan las trayectorias temporales de las cuatro variables endógenas objeto de análisis ante shocks que se suponen transitorios, dado que son impulsos de magnitud positiva soportados en un instante inicial por cada una de ellas en simulaciones alternativas. Por lo tanto, las funciones de respuesta al impulso, determinan en forma dinámica como responde cada variable endógena, dentro del sistema VAR estándar especificado, a lo largo del tiempo ante un shock en esa variable y en todas las otras variables endógenas, por lo que dichas funciones, rastrean la respuesta de las variables endógenas a esas perturbaciones.

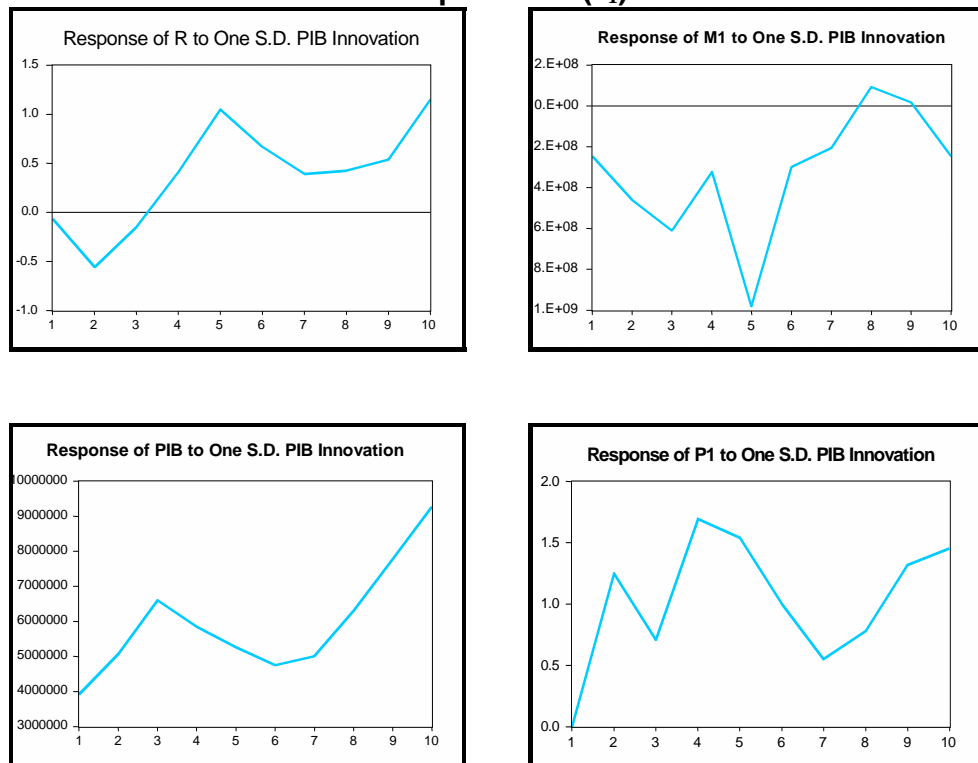
En este sentido, los shocks se interpretan como cambios en ϵ_t , en la cual esta se incrementa en una desviación estándar en el momento $t = 0$ que se mantiene por un periodo, lo que lo convierte en un impulso. Este tipo de impulsos, que se generan en la forma de una desviación estándar en los términos de error de las variables, generan una respuesta o reacción en las demás variables endógenas y en si misma, por lo que las funciones de respuesta al impulso permiten caracterizar la estructura dinámica de un sistema VAR con claridad.

Por lo tanto, los efectos dinámicos de las perturbaciones de producto (PIB), oferta monetaria real (M1), tasa de inflación (P1) y tasa de interés real de colocación (R) presentados en las figuras 1, 2, 3 y 4, son recogidos por el análisis de impulso – respuesta sobre todas las variables endógenas. Los ejes verticales de las graficas representan a cada una de las variables y los ejes horizontales corresponden al tiempo en periodos anuales. Así, se obtuvieron la funciones de impulso respuesta para el sistema VAR especificado, el cual se ordeno de acuerdo a las pruebas de causalidad en el sentido estadístico de Granger del apartado (6.2.3.), al orden de exogeneidad señalado por el análisis de descomposición de varianza mencionado más adelante y a criterios económicos cuando dichas pruebas no dieron claridad al sentido del ordenamiento; así, el orden es el siguiente:

$$\text{PIB real} \rightarrow \text{M1} \rightarrow \text{R} \rightarrow \text{P1}$$

La figura 1 describe las reacciones del producto (PIB), la oferta monetaria real (M1), la tasa de inflación (P1) y la tasa de interés real de colocación del sistema financiero (R), ante un shock o innovación positiva del PIB.

Figura 5.: Efectos de un shock de producto (e_1)

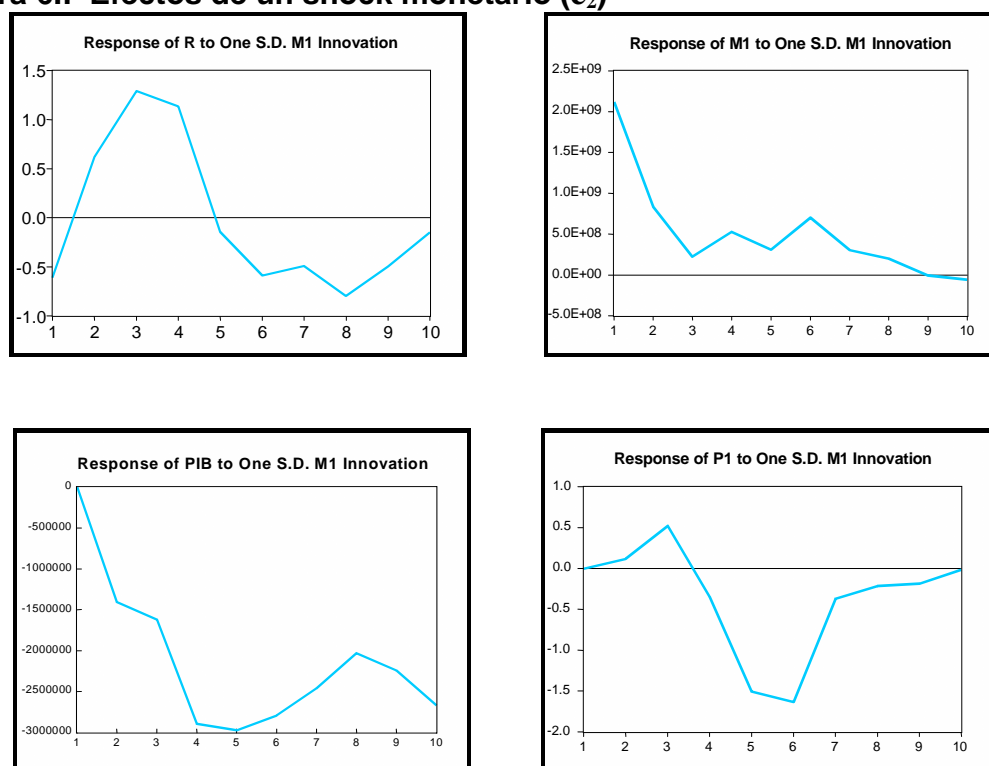


El producto responde al principio con una sobrerreacción, teniendo al final, que un shock de producto (shock de oferta) tiene un efecto permanente sobre si mismo; las funciones de impulso – respuesta se ilustran a través de tablas en el anexo 4: En la Tabla 1 se puede apreciar que un choque (cuya magnitud es equivalente a una vez la desviación estándar de la serie) de producto tendría un efecto positivo sobre el PIB en el año siguiente de 3998640 unidades, efecto que se iría ampliando hasta un efecto total al cabo de 10 años de 8704275, presentando una dispersión de 332407 unidades en el primer año y de 4190704 en el ultimo. Así mismo, la tasa de interés reacciona con un efecto negativo al principio de -0.171158 , pero transitorio, incrementándose positivamente en forma sostenida a partir del segundo año hasta 0.877124 en el periodo décimo. Esto sería concordante, con el hecho de que incrementos positivos en el ingreso incrementarían la demanda por saldos monetarios, elevando en esta forma la tasa de interés. La tasa de inflación sobrerreacciona, incrementandose a partir del primer año lo que se podría indicar como su nivel estructural; dichos efectos no son rezagados, son contemporáneos. De otro lado, no es clara la forma en que reacciona la oferta monetaria ante una innovación de producto. En principio, un shock de producto genera un efecto negativo sobre la oferta monetaria de $-2.88E+08$, pero después el efecto se disipa, intentando alcanzar sus niveles iniciales. En resumen, los efectos de un shock de producto no se disipan en forma aparente con el paso del tiempo en el horizonte estimado de diez periodos, en el

mismo, la tasa de inflación y la tasa de interés, por lo que se podría pensar que tiene efectos permanentes o estructurales sobre dichas variables.

La figura 2 presenta las reacciones ante un shock positivo de oferta monetaria; el producto, la oferta monetaria y la tasa de inflación presentan reacciones contemporáneas ante shocks de oferta monetaria, siendo en los dos primeros casos reacciones negativas; la tasa de inflación solo parece tener una reacción débil y rezagada ante un shock monetario. La tasa de interés sobre-reacciona en forma positiva ante una innovación de oferta monetaria, lo que no parece una reacción aceptable, para después descender en forma rezagada. Tal vez, en los movimientos de tasa de interés tienen mayor incidencia las expectativas que acerca de la inflación tienen los agentes económicos que la mayor liquidez que supone una innovación positiva de oferta monetaria.

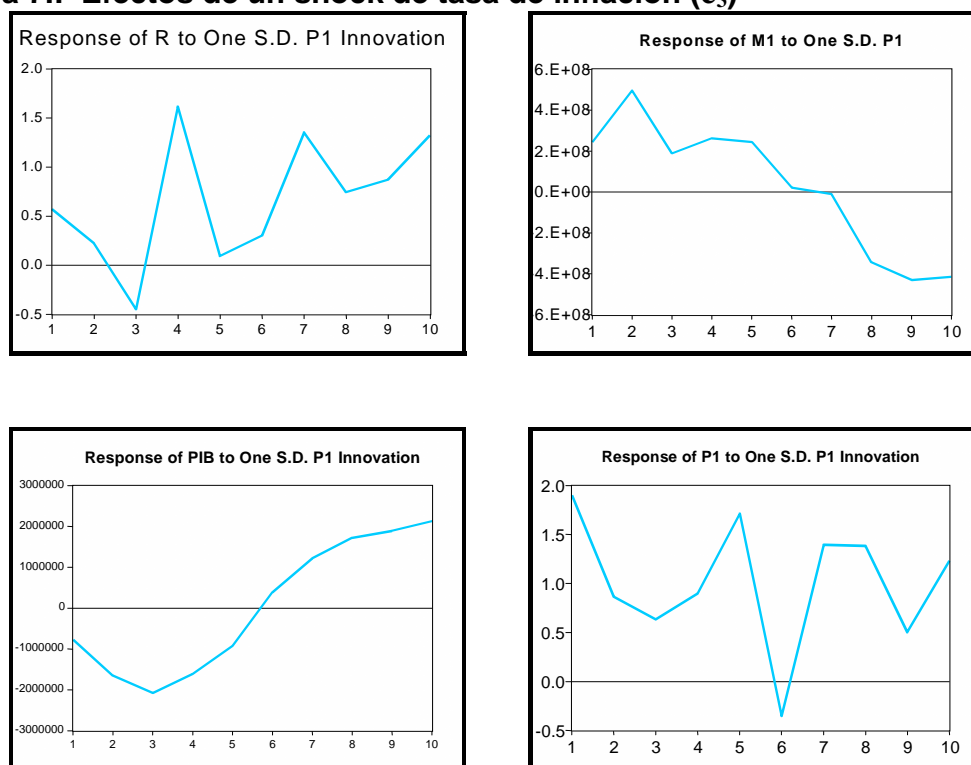
Figura 6.: Efectos de un shock monetario (e_2)



En lo que tiene que ver con un impacto positivo de la tasa de inflación, en la figura 3., no es claro que tenga efectos permanentes sobre si misma; de otro lado, tiene un efecto positivo y rezagado sobre la tasa de interés, aunque permanente, ya que la tasa de interés alcanza lo que parecen ser cambios en niveles estructurales. Así, la tasa de interés reacciona ante una desviación típica del error de la tasa de inflación, como se aprecia en la Tabla 3 del Anexo 4, con un efecto negativo en el

segundo año de -0.1469 , efecto inicial que evolucionaría hacia un incremento positivo de la tasa de interés llegando en el 10 año a 1.49 unidades. Tal vez los agentes “representativos”, ante innovaciones o perturbaciones de tasa de inflación, intentan cubrirse del riesgo inflacionario incrementando los tipos de interés. Del mismo modo, la tasa de inflación tiene efectos rezagados pero permanentes (por lo menos en el horizonte temporal planteado) sobre el nivel de producto. Por otra parte, la oferta monetaria presenta efectos contemporáneos negativos ante una perturbación positiva de tasa de inflación. Es posible que esto tenga algo que ver con la reacción positiva de la tasa de interés y ante incrementos de esta, los agentes económicos demanden una menor cantidad de saldos monetarios reales, por lo que los niveles de oferta monetaria real tiendan a reducirse.

Figura 7.: Efectos de un shock de tasa de inflación (e_3)



Finalmente, un shock positivo de tasa de interés real activa del sistema financiero, tiene un efecto negativo, contemporáneo y estructural sobre el producto; en este sentido, el PIB parece ser muy sensible ante shocks o perturbaciones de tasa de interés, ya que esta genera una respuesta significativamente diferente de cero y negativa en el PIB, reduciéndose este en el segundo año hasta -153821.4 , efecto

negativo que se amplificó hasta un resultado total al cabo de diez periodos de -2512743 unidades, como se puede apreciar en la Tabla 1 del Anexo 4.

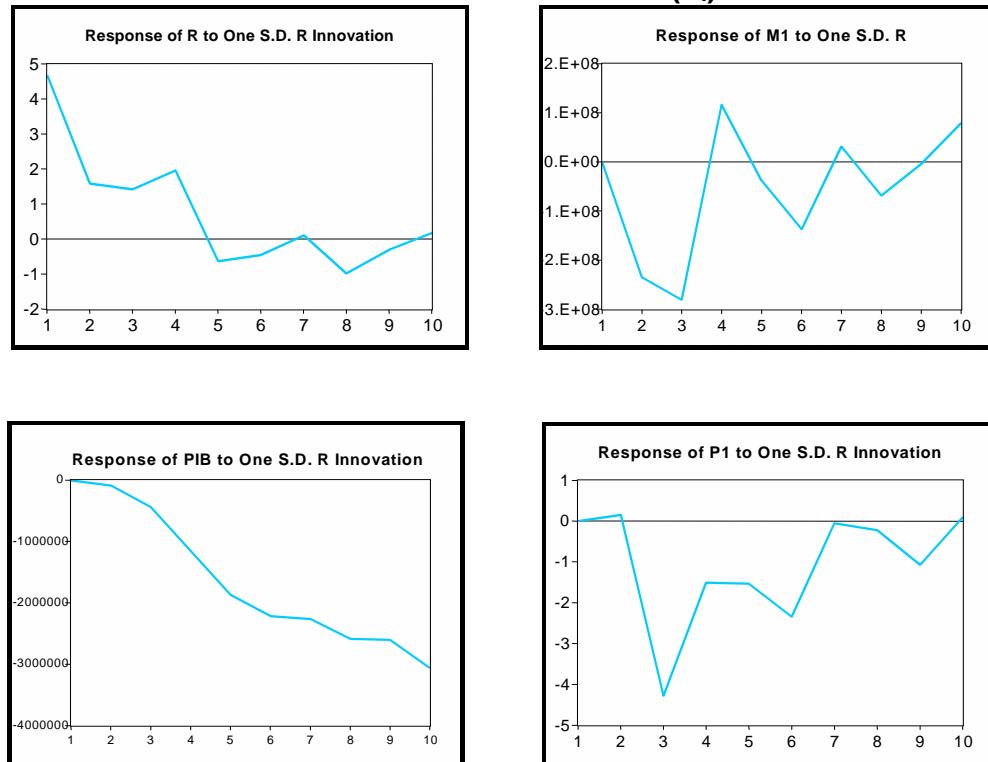
De otra parte, una innovación positiva en tasa de interés reduce en forma rezagada los niveles de inflación, volviendo a los niveles inflacionarios iniciales después de 7 u 8 años, en tanto la reacción de la oferta monetaria real no parece ser significativamente diferente de cero. La oferta monetaria reacciona inicialmente en forma negativa, disipándose los efectos al cabo de 3 o 4 años. Por otra parte, la reacción de la tasa de interés a sí misma es contemporánea y negativa. Tal vez, una innovación positiva en tasa de interés reduzca la demanda de saldos monetarios (crédito) de los agentes económicos, lo que reduciría a niveles de equilibrio la tasa de interés de colocación.

En la figura 5 se presenta el sistema completo de funciones de respuesta al impulso, a través del cual es posible hacer la siguiente síntesis:

- ✓ Un choque de una desviación estándar positiva del producto tiene efectos positivos y permanentes sobre sí mismo, la tasa de inflación y la tasa de interés. Dichos efectos son rezagados. De otro lado tiene un efecto ambiguo sobre el nivel de oferta monetaria.
- ✓ Un choque de una desviación típica del error de la cantidad de dinero, presenta efectos negativos contemporáneos sobre sí misma y sobre el nivel de producto. Del mismo modo, tiene efecto positivo inicial pero moderado sobre la inflación, disipándose totalmente tal efecto al cabo de 7 u 8 años. Es extraño el efecto que un shock de esta naturaleza tiene sobre la tasa de interés, ya que esta sobrerreacciona en forma positiva, tendiendo a cero esta perturbación al cabo de 4 años.
- ✓ De otro lado, un shock de una desviación estándar en la tasa de inflación, genera un efecto rezagado positivo pero permanente sobre el nivel de producto y la tasa de interés. También, genera co-movimientos escalonados sobre sí misma y sobre la oferta monetaria; en el primer caso, los efectos son poco significativos y tienden a su punto inicial a partir del 5 año y en el segundo caso los efectos son negativos y parecen ser permanentes sobre los niveles de oferta monetaria.
- ✓ Una innovación de tasa de interés presenta efectos contemporáneos, negativos y permanentes sobre sí misma y sobre el nivel de producto; así mismo efectos positivos escalonados y rezagados sobre la tasa de

inflación y la oferta monetaria. Dichos efectos tienden a cero a partir del cuarto periodo en ambos casos.

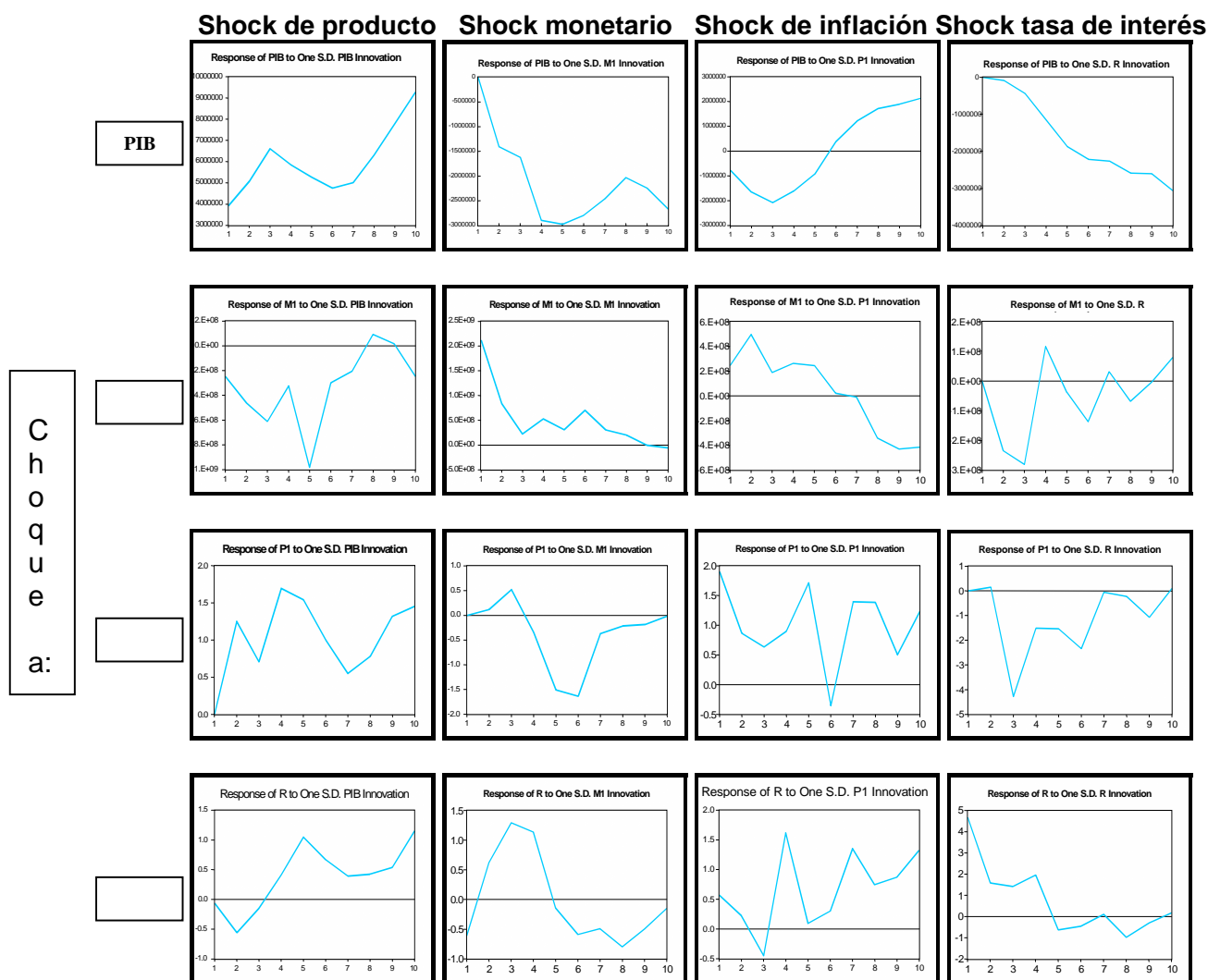
Figura 8.: Efectos de un shock de tasa de interés (e_4)



Hasta este punto, es interesante observar los efectos negativos y persistentes que sobre los niveles de producto genera una perturbación de oferta monetaria y de tasa de interés, efecto que es recíproco de parte de la oferta monetaria hacia perturbaciones de producto en el horizonte de 10 periodos simulados. Así mismo, los efectos positivos y sostenidos que sobre los niveles de producto tienen perturbaciones en el PIB, resultado concordante con la teoría económica revisada a priori, en el sentido de que solo variables reales, variables de oferta como el PIB, tienen efectos positivos y permanentes, considerados estructurales, sobre los niveles de producto.

Igualmente interesante, son los efectos o respuesta positiva que generan perturbaciones equivalentes a una desviación típica del error de PIB y de la tasa de inflación (P1) sobre la tasa de interés real de colocación, hecho concordante con la revisión teórica expuesta en capítulos anteriores.

Figura 5. : Análisis de impulso respuesta en el sistema VAR.



Así, se concluye el análisis preliminar de las funciones de respuesta al impulso de las estimaciones VAR. Dichas simulaciones se llevaron a cabo en un horizonte temporal de diez años, organizadas las variables o ecuaciones en orden de mayor a menor exogeneidad de acuerdo a los resultados de causalidad en el sentido estadístico de Granger y de las funciones de descomposición de varianzas, lo que supone la diagonalización de la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias, aspecto esencial para evitar el problema de no diferenciación de los efectos individuales de cada perturbación derivado de la propuesta inicial de Sims conocida como factorización de Cholesky, la cual implica

que los resultados de la simulación no sean independientes del orden de introducción de las variables²⁰¹.

4.2.4.2. Descomposición de varianza. Una forma alternativa de caracterizar el comportamiento dinámico del sistema VAR especificado es a través de un proceso de descomposición de varianza. La descomposición de varianza separa la varianza del error de pronóstico de cada una de las variables en componentes que pueden atribuirse a cada una de las variables endógenas. En este sentido, las Tablas 1 a la 4 permiten medir la importancia relativa de los shocks de producto (PIB), oferta monetaria (M1), tasa de inflación (P1) y tasa de interés R en las diferentes variables endógenas, que son ellas mismas, consideradas en un horizonte de 10 años. En esencia, lo que permite la descomposición de varianza es observar la importancia estadística que cada uno de los shocks tienen en la variación de cada serie.

Para tal fin, la tabla 1 define el error de pronóstico del producto utilizando el procedimiento de Vectores Autorregresivos (VAR). Dichos error es consecuencia de los shocks no anticipados de las diferentes variables objeto de análisis sobre el producto.

La tabla 1 sugiere que los choques de oferta (e_{2t}) son los que explican en una mayor proporción la varianza del error de pronóstico del nivel de producto, 96,3%, en un horizonte que se podría catalogar de corto plazo. Dado que no se impusieron restricciones de ninguna índole a las variables, ni de corto ni de largo plazo²⁰², el poder explicativo del producto sobre la varianza del error de si mismo, disminuye hasta estabilizarse a partir del sexto año en 77%. En el largo plazo, otras variables dentro del sistema empiezan a ser importantes para interpretar la varianza del error de pronóstico del producto. Así, aunque la importancia de los efectos de las innovaciones de la oferta monetaria (e_{3t}) sobre el producto son despreciables en el corto plazo, es ascendente hasta cierto punto en el mediano plazo explicando el 13,79%, para luego estabilizarse en el largo plazo en el 10,4%.

Del mismo modo, las perturbaciones de la tasa de interés (e_{4t}) aunque son poco significativas en el corto plazo, son ascendentes en el largo plazo hasta explicar el 7,64% de la variación del producto. Es interesante ver como las innovaciones de

²⁰¹ Dado que los cálculos se llevaron a cabo con el programa E-Views que utiliza una matriz P de Cholesky triangular inferior para realizar el ejercicio de impulso – respuesta.

²⁰² Es de anotar que si se hubiesen hecho restricciones de largo plazo sobre el sistema, variables como la oferta monetaria y la tasa de interés no tendrían efecto sobre el producto, tendiendo a 100% la capacidad explicativa de este sobre si mismo.

tasa de inflación (e_{1t}) es medianamente significativa desde el principio del horizonte temporal, alcanzando niveles explicativos de 7,8% en el tercer año, estabilizándose en 5% en el largo plazo.

Tabla 1: Descomposición de varianza del error de pronóstico del producto

Horizonte años	Error estandar	e_{1t}	e_{2t}	e_{3t}	e_{4t}
1	1,901773	3,635571	96,36443	0,000000	0,000000
2	2,441837	7,110461	88,61307	4,259829	0,016643
3	5,046499	7,817542	87,25382	4,719539	0,2091
4	5,613860	7,075931	82,85014	9,003942	1,069983
5	6,436086	5,962761	79,53049	11,78196	2,724781
6	7,120318	5,074292	77,00012	13,41598	4,509605
7	7,285665	4,910085	75,46915	13,79626	5,824506
8	7,463118	5,019659	75,26684	12,74424	6,969261
9	7,672623	4,967578	76,13829	11,54433	7,349807
Largo Plazo	7,905865	4,812706	77,05449	10,48366	7,649136

De otro lado, la tabla 2 indica que son los shocks de oferta monetaria los que explican en gran parte la varianza del error de pronóstico de sí misma. Sin embargo, a medida que se amplía el espacio temporal, su capacidad explicativa va reduciéndose desde 97,4% en el corto plazo hasta 67,31% en el décimo año, considerado un horizonte de largo plazo. Por el contrario, aunque en un inicio las perturbaciones provenientes del nivel de producto son poco significativas para

explicar la varianza de la oferta monetaria, del orden del 1,31% en el corto plazo, dicha capacidad explicativa se incrementa considerablemente, hasta estabilizarse a partir del octavo año en el 20%. Esto sugiere, que la oferta monetaria es explicada en forma importante por innovaciones en el nivel de ingreso, vía, tal vez, variaciones de la demanda de saldos monetarios, estimación importante a la hora de determinar el nivel de oferta monetaria por parte del Banco de la República. En forma también importante, la capacidad explicativa de la tasa de inflación es incremental en el tiempo, explicando el 10% en el largo plazo de la variación del error de pronóstico. Esto indicaría, que los fenómenos inflacionarios tienen una estrecha relación con los fenómenos monetarios como lo afirman algunos elementos teóricos revisados a priori.

La tabla 3 por su parte, indica que en el corto plazo la tasa de inflación es explicada por ella misma en el 100%. Sin embargo, su potencial explicativo se reduce considerablemente en el muy próximo mediano plazo, a partir del 2 año y

hasta el 4 año, hasta 17,6%, estabilizándose en el largo plazo en 22,7%. De la Tabla 3 son interesantes dos aspectos:

Tabla 2: Descomposición de varianza del error de pronóstico de la oferta monetaria

Horizonte años	Error estándar	e_{1t}	e_{2t}	e_{3t}	e_{4t}
1	1,901773	1,276082	1,314746	97,40917	0,00000
2	2,441837	5,223607	4,666078	89,16427	0,94605
3	5,046499	5,338174	10,12533	82,42854	2,107948
4	5,613860	5,973326	10,96419	80,89976	2,162717
5	6,436086	5,881348	21,53806	70,70405	1,876539
6	7,120318	5,471543	21,06040	71,50217	1,965885
7	7,285665	5,386230	21,21128	71,45653	1,945955
8	7,463118	6,619450	20,89285	70,52639	1,961317
9	7,672623	8,530547	20,46768	69,08051	1,921263
Largo Plazo	7,905865	10,15956	20,58924	67,31162	1,939586

Tabla 3: Descomposición de varianza del error de pronóstico de la tasa de inflación

Horizonte años	Error estándar	e_{1t}	e_{2t}	e_{3t}	e_{4t}
1	1,901773	100,0000	0,000000	0,00000	0,00000
2	2,441837	73,17275	26,19647	0,22996	0,400822
3	5,046499	18,70843	8,108559	1,121757	72,06126
4	5,613860	17,65737	15,66316	1,284346	65,39512
5	6,436086	20,48803	17,65666	6,449246	55,40606
6	7,120318	16,98463	16,40239	10,53569	56,07730
7	7,285665	19,87208	16,23904	10,32293	53,56596
8	7,463118	22,37277	16,57015	9,921804	51,13528
9	7,672623	21,59262	18,63390	9,445051	50,32842
Largo Plazo	7,905865	22,75987	20,92660	8,896239	47,41730

- Las innovaciones de tasa de interés, para este caso de colocación del sistema financiero, son una variable crítica al evaluar el comportamiento de la tasa de inflación, dado que en el mediano plazo logra explicar hasta el 72% de la varianza del error de pronóstico de la misma, en el tercer año, y aunque comienza a reducirse su poder explicativo hasta niveles del 47,4% en el largo plazo, continua siendo importante al interpretar las posibles variaciones en el nivel inflacionario, por encima incluso de la oferta monetaria, la cual se estabiliza en el 9% en el largo plazo.
- El producto (supuestamente las perturbaciones de oferta, e_{2t}), cuyas innovaciones en un principio son despreciables, incrementa su capacidad explicativa en el corto plazo hasta 26% en el segundo año, estabilizándose

en 16% entre el cuarto y octavo año, para luego incrementarse nuevamente llegando a niveles de 21% en el largo plazo. Esto indicaría que los niveles de ingreso son críticos para explicar las variaciones en los niveles inflacionarios en el largo plazo, incluso por encima de la oferta monetaria cuyas innovaciones tienen efecto moderado sobre la inflación.

De acuerdo con lo expuesto en la tabla 4, los shocks ϵ_{4t} (supuestamente originados en la tasa de interés) explican la mayor parte de la varianza del error de pronóstico de crecimiento de la tasa de interés tanto en el corto como en el largo plazo; en segundo lugar, los shocks de tasa de inflación explican el 16,6% de dicha varianza en el largo plazo, mientras que los shocks que se originan en la oferta monetaria explican el 10,6% del error de pronóstico de dicha varianza en el largo plazo. De otra parte, el producto explica en el largo plazo solo el 8%, lo que hace pensar que no es un generador importante de perturbaciones para la tasa de interés.

En este sentido, es importante observar como la tasa de interés vuelve a tener una relación estrecha con la tasa de inflación como ya se había observado en la tabla 3. De otro lado, se aprecia como la oferta monetaria tiene una discreta analogía con la tasa de interés, tanto en el mediano como en el largo plazo, hecho este que se analizara más adelante.

Para finalizar el análisis de descomposición de varianza, es necesario reafirmar su importancia como un indicador de niveles de exogeneidad individual para cada una de las variables. Así, aunque el análisis de descomposición de varianza también exige una ordenación previa de las variables, dada la extensión de las series utilizadas, los resultados del análisis de descomposición de varianza en este caso, es menos sensible a la ordenación que en el caso de las funciones de impulso – respuesta.

En este sentido, los niveles de exogeneidad individual de las series se explicaría por su mayor a menor capacidad explicativa de su propio error de pronóstico. Por lo tanto, en este orden de ideas, el producto es la variable más exógena, dado que en el largo plazo es la serie con mayor capacidad explicativa propia (77% en el largo plazo). Le sigue la oferta monetaria (67%), la tasa de interés (64%) y la tasa de inflación (22%).

En este punto, nuevamente se muestra interesante la interrelación existente entre la tasa de interés y la tasa de inflación. En el largo plazo, mientras la tasa de

inflación explica solo el 22% de la varianza del error de si misma, la tasa de interés la explica, también en el largo plazo, 47,4% de la tasa de inflación, teniendo por tanto la mayor capacidad explicativa de la tasa de inflación, lo que muestra una

Tabla 4: Descomposición de varianza del error de pronóstico de la tasa de interés

Horizonte años	Error estándar	e_{1t}	e_{2t}	e_{3t}	e_{4t}
1	1,901773	1,445295	0,017874	1,666399	96,87043
2	2,441837	1,454536	1,217510	2,966342	94,36161
3	5,046499	1,936511	1,130689	8,204070	88,72873
4	5,613860	8,476524	1,344771	9,886970	80,29173
5	6,436086	8,169601	4,108969	9,554901	78,16653
6	7,120318	8,176597	5,115250	10,15938	76,54877
7	7,285665	12,06471	5,208323	10,18858	72,53838
8	7,463118	12,68623	5,340198	11,07447	70,89910
9	7,672623	13,95177	5,802194	11,27205	68,97398
Largo Plazo	7,905865	16,62425	8,119353	10,59973	64,65666

estrecha relación entre las dos variables. Este tipo de relación ya había quedado expuesta en las pruebas de causalidad en el sentido de Granger, en donde se verifico la existencia de una causalidad de doble vía (feedback) entre ambas series. Igualmente, para el caso de la tasa de interés, después de ser ella misma quien explica la mayor parte de su error de pronóstico, es la tasa de inflación quien la explica en una forma que no es despreciable, (16%), por encima de variables que se esperaba fueran importantes como la oferta monetaria y el PIB.

7. EVALUACIÓN GLOBAL DE LOS RESULTADOS ECONOMETRICOS

La evaluación conjunta de los resultados econométricos, comprende un resumen detallado de las pruebas de existencia de raíz unitaria en las series, de posibles relaciones cointegrantes entre ellas, los resultados del test de Granger, de un VEC y de un VAR conjuntos, así como de las funciones de respuesta al impulso en el sistema y de descomposición de varianza. Del mismo modo, se articulara la información así obtenida con el fin de llegar a conclusiones acerca de la interacción dinámica – estructural de las series.

El sistema en conjunto, a excepción de la serie tasa de inflación, resulto no ser estacionario, por lo cual las innovaciones o choques que a dichas series han afectado no son transitorias, son permanentes. En términos de PIB, implica que los ciclos económicos determinan nuevas circunstancias para el crecimiento económico, por lo cual, las consecuencias del ciclo, dependiendo de la fuerza de la perturbación, serán estructurales. Del mismo modo, la oferta monetaria real presento características de caminata aleatoria, lo cual indica que su magnitud o variaciones no retornan a una media que sea fija, sino que por el contrario dicha media es variante en el tiempo. Tal resultado es lógico si se tiene en cuenta que el volumen de la oferta monetaria obedece en el tiempo a variaciones en el poder adquisitivo del peso Colombiano, y dado que nuestra moneda a perdido en forma persistente capacidad de compra, dicha capacidad tiene que ser compensada en el tiempo por una mayor cantidad de circulante, independiente de las variaciones de los niveles de ingreso per capita de la economía. Adicionalmente, las variaciones de la oferta monetaria obedecen a decisiones de política, que no necesariamente obedecen en forma sistemática y coherente a cambios estructurales de la economía. Del mismo modo, la tasa de interés real de colocación del sistema financiero presento un comportamiento de caminata aleatoria. En este sentido, la tasa de interés se comporta como una variable termómetro del ciclo por el cual atraviesa el sistema económico. Es posible afirmar que las circunstancias sobre las cuales se ha formado la tasa de interés activa durante los últimos 75 años han cambiado, tal como lo han hecho los agentes y las instituciones que conforman el sistema financiero. Por lo tanto, las tasas de interés se alteran o varían en la medida en que el entorno institucional, organizacional y de competencia que la determinan también lo hace.

La única serie que presento características de una serie estacionaria alrededor de una tendencia, es decir, con tendencia determinística, fue la serie de la inflación, lo cual se convierte en un resultado aceptable si se tiene en cuenta que la tasa de

inflación no ha sufrido alteraciones importantes, en comparación con el entorno latinoamericano durante el periodo de análisis.

Una vez obtenidos los resultados de contrastación de existencia de raíces unitarias en las series se procedió a llevar a cabo test de cointegración propuesto por Johansen, el cual se convierte en complemento no necesario del análisis econométrico, con el fin de estimar un VEC. Así, se hallaron evidencias de la existencia de una matriz de rango 2 de cointegración, es decir, con dos vectores de cointegración. En dicho análisis, se introdujo la serie de la oferta monetaria como variable exógena al sistema. Por este motivo, y dado que la variable tasa de inflación se comporta en la serie en niveles como estacionaria, solo se tuvieron en cuenta dentro del rango de cointegración la serie del PIB y la serie de la tasa de interés activa real al momento de estimar el modelo VEC (Vector Error Correction). Por lo tanto, las dos relaciones cointegrantes se interpretaron como dos relaciones estables de largo plazo entre el PIB y la tasa de interés y sus respectivas velocidades de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo.

Sobre las series, también se llevo a cabo la prueba de causalidad en el sentido estadístico de Granger. En dicha prueba solo fue posible rechazar la hipótesis nula de “no causalidad” entre las series de tasa de inflación y tasa de interés real activa. Este resultado es interesante, dado que se halló evidencia estadística de doble causalidad, que en términos estadísticos implica la existencia de una interdependencia dinámica (feedback) entre estas dos series, es decir, la tasa de inflación causa Granger la tasa de interés y la tasa de interés causa Granger la tasa de inflación; por lo cual, la relación causal es doble y no solamente instantánea. Por lo demás, no fue posible rechazar la hipótesis nula de no causalidad en el sentido de Granger para las demás “parejas” de series temporales.

Así mismo se estimó un sistema de Vectores Autorregresivos (VAR) con el propósito de observar el posible comportamiento de interdependencia dinámica de las series. Del sistema de ecuaciones vectoriales, se dedujo que la tasa de inflación solo dependió en forma significativamente diferente de cero de si misma y de la tasa de interés, aunque también del PIB, pero de forma menos relevante. En este sentido, no dependió en forma significativa de la oferta monetaria, algo inesperado entre los resultados econométricos, como se mencionó en el apartado VAR. En el sistema VEC, la tasa de inflación solo dependió del PIB.

El PIB, en el sistema VAR solo obedeció a cambios de si mismo. Por lo tanto, la tasa de interés, la tasa de inflación y la oferta monetaria no fueron relevantes para explicar el comportamiento del producto. En el sistema Vectorial de Corrección de

Errores, el PIB presenta una relación de equilibrio estable en el largo plazo con la tasa de interés, siendo significativa la velocidad de ajuste en la ecuación cointegrante 1.

Para explicar el comportamiento de la oferta monetaria, solo fue significativo su propio rezago en el sistema VAR. En el sistema VEC, la oferta monetaria no fue tomada en cuenta como variable endógena en el conjunto de ecuaciones vectoriales, lo cual implica una restricción de largo plazo sobre la estimación VEC. La tasa de interés solo fue descrita en forma significativa por su propio rezago y por la tasa de inflación, resultado coherente con los resultados de las pruebas de causalidad de Granger, en las cuales la tasa de inflación fue una variable importante para causar la tasa de interés. En el sistema estimado VEC, se halló una relación estable de largo plazo entre esta variable y los niveles de equilibrio de producto.

Tanto para las estimaciones VAR como VEC, los resultados más interesantes provienen de las funciones de impulso – respuesta y de las funciones de descomposición de varianza. La representación gráfica y en la forma de tablas para las funciones de impulso respuesta del sistema VEC se encuentran en los anexos 7 y 8.

A continuación se resumirán los aspectos más relevantes de las funciones de respuesta al impulso, tanto para el sistema estimado VAR como para el VEC.

- Una innovación de producto, tanto en el VAR como en el VEC tiene efectos muy parecidos sobre los niveles del PIB. Creciente al principio, para después disminuir en forma poco significativa, creciendo luego en forma persistente. En este sentido, una innovación de producto presenta efectos permanentes sobre el comportamiento del PIB. Del mismo modo, en el VAR la innovación de producto tiene un efecto inicial negativo sobre la tasa de interés (la reduce) hasta el segundo periodo, para después incrementarse en forma persistente. En el VEC, el efecto de una innovación de producto sobre la tasa de interés es inicialmente positiva pero no muy acentuada, para después reducirse a niveles parecidos a los iniciales, al cabo de nueve periodos, niveles que podrían ser estructurales. No son claros los efectos que un choque del PIB tiene sobre la oferta monetaria, variable que no fue tomada en cuenta en la estimación del VEC. De otro lado, ante una perturbación de producto la tasa de inflación se incrementa al principio con una sobrerreacción en el VAR. En el VEC, la tasa de inflación se incrementa al principio, pero no en forma tan pronunciada, disipándose los efectos al cabo de 7 periodos.

- Una perturbación de tasa de interés (del orden del 4,7%) tiene efectos negativos pronunciados que se pueden considerar persistentes o de largo plazo sobre el nivel de producto en la estimación VAR. En la estimación VEC, los resultados de un choque de tasa de interés sobre el producto (en este caso, el impacto inicial de tasa de interés es del 5,2%) son igualmente negativos, no desapareciendo en ambos casos los efectos al cabo de los 10 periodos analizados

Así mismo, un shock de tasa de interés sobre si misma, ocasiona su reducción persistente en la estimación del sistema VAR. En el VEC, dicha reacción es muy parecida, estabilizándose en ambos casos al cabo de 5 periodos. De otro lado, en el sistema VAR una innovación de tasa de interés reduce en forma importante la tasa de inflación en los periodos iniciales, desapareciendo dichos efectos al cabo de 7 periodos. En el VEC, dicha perturbación se comporta en forma muy parecida. Igualmente, una perturbación o innovación de tasa de interés ocasiona al principio la disminución de los niveles de oferta monetaria, lo cual tendría explicación en una disminución de la demanda de saldos monetarios ante el incremento real de la tasa de interés.

- En el sistema VAR, una innovación o incremento de la tasa de inflación, equivalente a una desviación estándar del error de la ecuación de la tasa de inflación, cuyo impacto o tamaño en el momento cero de la innovación es 1,84%, ocasiona sobre el nivel de producto su disminución hasta el tercer periodo estimado, a partir del cual, el nivel de producto empieza a incrementarse en forma pronunciada hasta el final del periodo simulado. En el VEC, una innovación de tasa de inflación equivalente al 1,9%, ocasiona al principio la disminución del nivel de producto también hasta el tercer periodo, incrementándose su nivel de ese periodo en adelante, pero ya no en una forma tan importante como en el sistema VAR, estabilizándose el efecto de la perturbación a partir del 7 periodo.

Un choque de tasa de inflación ocasiona en principio la reducción de la tasa de interés hasta el tercer periodo, incrementándose en forma escalonada y persistente en los periodos siguientes en el sistema VAR. En el VEC, el efecto es neutro en los periodos iniciales, incrementándose en forma ya no escalonada, pero persistente a lo largo del periodo simulado. En el sistema VAR, los efectos de un shock de tasa de inflación sobre si misma no son consistentes a lo largo de los diez periodos, aunque se podría decir que presenta tendencia a disminuir. En el VEC, dicho comportamiento evoluciona con tendencia a disminuir desde el primer periodo estimado, tendiendo los efectos a cero en el décimo periodo.

- De otro lado, una perturbación ocasionada por un incremento de la oferta monetaria ocasiona, como ya se menciono antes en el apartado (6.2.3.1.), la disminución persistente de los niveles de producto y de la misma oferta monetaria. Así mismo, ocasiona el incremento desmesurado en un primer instante de la tasa de interés, reacción que tiende a estabilizarse a la baja al cabo de 5 periodos. Los efectos de una perturbación monetaria sobre la tasa de inflación no son claros; en un principio esta se incrementa para después reducirse en forma pronunciada a partir del tercer periodo y hasta el sexto. Del sexto periodo en adelante la tasa de inflación comienza a tender a cero. Se anota nuevamente, que la variable oferta monetaria real no fue tomada en cuenta como variable endógena en la estimación VEC, por lo cual como es lógico, no se presentan los resultados en este sistema de una perturbación monetaria.

Un análisis final se llevo a cabo sobre las series objeto de observación, tanto en la estimación VAR, como en la estimación VEC a través de las funciones de descomposición de varianza. Así, de las funciones de descomposición de varianza es posible resumir los siguientes hallazgos:

- Tanto en las estimaciones VAR como VEC, este tipo de descomposición aplicadas a la serie del PIB obtiene resultados semejantes, en el sentido de ser el PIB quien explica en una mayor proporción la varianza del error de pronóstico de si mismo. Sin embargo, la función de descomposición de varianza en el contexto de un sistema VAR con vectores cointegrantes (VEC), al incluir una restricción de largo plazo, en este caso sobre la oferta monetaria, concede mayor capacidad explicativa al PIB de si mismo, tanto en el corto como en el largo plazo. En el sistema VEC, en el primer año, el PIB se explica a si mismo en un 100% disminuyendo paulatinamente hasta niveles explicativos del 83% al cabo de diez periodos, cuando en el sistema VAR, dicha capacidad explicativa disminuyo hasta niveles del 77%. De otro lado, tanto en el sistema VAR como VEC, a medida que los niveles explicativos del PIB de si mismo va disminuyendo, la tasa de interés empieza a ser importante para explicar su varianza de error de pronóstico, hasta llegar en el caso del VAR, a niveles explicativos del 7,6%% y en el caso del VEC del 10% en el largo plazo, seguida de la tasa de inflación. Al ser eliminada en el VEC la oferta monetaria como variable endógena, el espacio explicativo que deja, es asumido en forma integral por el PIB, ya que tanto en el VAR como en el VEC la tasa de interés y la tasa de inflación se comportan igual.
- El mismo ejercicio se llevo a cabo sobre la tasa de interés. La capacidad explicativa de la tasa de interés de ella misma es similar tanto en la función VAR como en la función VEC. Aquí, es importante señalar que dado que

en el VEC, como se señaló antes, existe una restricción de largo plazo sobre el sistema al ser introducida la oferta monetaria como variable exógena, toda la capacidad explicativa de la tasa de interés liberada por la oferta monetaria es absorbida por la tasa de inflación. En este sentido, en tanto en la estimación VAR los shocks inflacionarios explican en el largo plazo el 16,6% la varianza en el error de pronóstico de la tasa de interés, en el sistema VEC dichos shocks alcanzan una capacidad explicativa del 26,4%. Este indicaría que en el largo plazo, la tasa de inflación es importante para explicar la varianza del error de pronóstico de la tasa de interés, por encima de la serie del producto, que solo alcanza a explicar el 9,27% en la estimación VEC.

- De otro lado, los efectos de los shock inflacionarios sobre la varianza del error de pronóstico de la tasa de inflación son similares tanto en la estimación VEC como en el VAR, tal como se puede apreciar en sus respectivos gráficos en el anexo 10 y el 5. Su propia capacidad explicativa cae en forma vertiginosa desde el 100% y 94,3% (en el VAR y VEC respectivamente) hasta niveles del 22,7% y 29%. Entre tanto, comienza a ser explicado en forma amplia por shocks de tasa de interés, incrementándose esta en el mediano plazo hasta niveles del 70% en el VEC y 72% en el VAR en el 3 y 2 año respectivamente, disminuyendo en forma sostenida su capacidad explicativa de la inflación, estabilizándose paulatinamente en niveles del 57% y 47% en el largo plazo. De otro lado, es posible apreciar como a causa del espacio explicativo dejado por la oferta monetaria en el VEC, este se tradujo en una mayor capacidad explicativa de la inflación y de la tasa de interés de la tasa de inflación, a costa incluso del producto. En este sentido, parecen ser mas importantes los shocks de tasa de interés y de tasa de inflación para explicar la evolución de los niveles inflacionarios que la propia oferta monetaria y los niveles de ingreso explícitos en la evolución del producto.

De los resultados econométricos descritos anteriormente, es evidente la fuerte relación que existe entre la tasa de interés real de colocación (R) y el PIB y entre la tasa de interés y la inflación, existiendo entre estas dos ultimas una fuerte relación de interdependencia dinámica.

La estrecha relación existente entre la tasa de interés y la tasa de inflación se hace explícita en primera instancia en las pruebas de causalidad de Granger. En dicho estadístico, no fue posible rechazar la hipótesis nula de no causalidad entre tasa interés y tasa de inflación y entre tasa de inflación y tasa de interés. Así mismo, en el contexto del sistema de vectores autorregresivos (VAR), fueron importantes para explicar la inflación, tanto la inflación como la tasa de interés, y en el caso de la tasa de interés, fueron

importantes igualmente tanto la tasa de inflación como la tasa de interés. Dicho comportamiento estructural de interdependencia dinámica fue más evidente en las funciones de impulso – respuesta y de descomposición de varianza.

En las funciones de impulso – respuesta, la tasa de interés tanto en el sistema VAR como en el VEC, induce una drástica reducción en el mediano plazo de la tasa de inflación, efecto que empieza a desaparecer a partir del tercer periodo disipándose totalmente al cabo del horizonte de 10 periodos. En este sentido, las funciones de descomposición de varianza muestran como a partir del segundo año los shocks de tasa de interés empiezan a explicar en forma muy importante la varianza del error de pronóstico de la inflación, llegando a explicar en el mediano plazo hasta el 72 % de la misma en el sistema VAR, reduciéndose después levemente. Véanse gráficos del anexo 5 y 10. De otra parte, un impulso o shock inflacionario, como se desprende de los gráficos de impulso - respuesta de la sección (6.2.3.1.), ocasiona inicialmente una caída en la tasa de interés, para después esta incrementarse en forma escalona pero persistente en el largo plazo. En el sistema VEC, gráficos del anexo 7, la reacción de la tasa de interés es de tendencia creciente ya no escalonada. Esto sugeriría efectos duraderos de un shock inflacionario sobre los niveles estructurales de tasa de interés. Así mismo, como se aprecia en los gráficos de descomposición de varianza, a partir del segundo periodo la tasa de inflación comienza a ser explicativa en forma creciente de la varianza del error de pronóstico de la tasa de interés. Tanto en el sistema VAR como en el VEC, en las funciones de impulso – respuesta y de descomposición de varianza, para las variables tasa de interés y tasa de inflación, cada una de ellas es una variable importante en el momento de explicar su posible comportamiento, por encima de las demás series del sistema, PIB y oferta monetaria (M1).

De otro lado es interesante el comportamiento del PIB ante shocks o perturbaciones provenientes de la tasa de interés. Aunque en el sistema VAR el PIB solo dependió de si mismo en el primer rezago, en el sistema de vectores autorregresivos con vectores de cointegración se dedujo la existen de dos vectores cointegrantes entre estas dos variables. En este sentido, existiría una relación de equilibrio estable en el largo plazo entre estas dos variables, por lo que cualquier desequilibrio entre ellas se daría solo en un contexto de corto plazo.

Las funciones de impulso – respuesta muestran en su anexo grafico, como el PIB reacciona en forma negativa ante una perturbación de tasa de interés, tanto en el sistema VAR como en el VEC. Dicha reacción negativa se prolonga en forma persistente en todo el horizonte temporal, por lo que dichos choques podrían tener efectos duraderos sobre los niveles estructurales de producto. Este hecho se refuerza, por la forma en que crece la capacidad explicativa de la serie tasa de

interés de la varianza del error de pronóstico del PIB, siendo mayor en el sistema VEC donde no se tuvo en cuenta la oferta monetaria.

Así, en un intento por articular la información recogida de las estimaciones VAR y VEC, del test de causalidad de Granger y de las funciones de impulso – respuesta y de descomposición de varianza, se puede decir que en el contexto de la economía Colombiana, es mucho mas importante la variable tasa de interés, para efectos de este analisis, de colocación del sistema financiero, que la oferta monetaria para explicar el comportamiento de la tasa de inflación. En igual sentido, es más significativa la inflación para explicar la tasa de interés que la oferta monetaria, expansiva o contractiva. Por lo tanto, se puede decir que la expansión de la oferta monetaria provocaría un incremento en el corto plazo de la tasa de interés de colocación, hecho este que seria producto de las expectativas de los agentes acerca de las posibles consecuencias inflacionarias de este hecho. En este sentido, el incremento de la tasa de interés corregiría a la baja los posibles mayores niveles inflacionarios, al tiempo que tendría efectos negativos sobre los niveles estructurales de producto. Por lo tanto, un shock de tasa de interés seria mas importante para el comportamiento del PIB, incluso en el largo plazo (como se deduce de los resultados del test de cointegración de Johansen), que un shock positivo de oferta monetaria. Así, como una conclusión aproximada acerca del comportamiento estructural de la economía Colombiana, se podría afirmar que es más eficiente, en términos de política monetaria, el uso del instrumento tasa de interés que de algún agregado monetario como la oferta monetaria, para explicar y guiar el comportamiento de corto y largo plazo del producto y de la tasa de inflación.

Estos hechos serán analizados en el contexto de algunos hechos estilizados de la economía Colombiana.

8. CONCLUSIONES

El objetivo principal de este trabajo es contribuir a la discusión acerca de la pertinencia y efectividad de la utilización de instrumentos de política monetaria en forma activa en periodos de recesión persistente. Con este objetivo en mente, se utilizaron instrumentos de econometría de series de tiempo con el fin: 1) de caracterizar la evolución estructural - dinámica de las series objeto de análisis, y 2) evaluar las posibles relaciones de interdependencia dinámica existentes entre ellas. Al respecto, este análisis describe el diseño y presenta la estimación de un sistema de Vectores Autorregresivos (VAR), con una estimación complementaria de un VAR con Vectores de Cointegración (VEC), y sus respectivas funciones de impulso - respuesta y de descomposición de varianza, que presentan los resultados más interesantes. Dicho sistema de Vectores Autorregresivos se estimó en su forma irrestricta, es decir, no se tuvieron en cuenta posibles restricciones de corto o de largo plazo sugeridas por la teoría, lo que lo diferencia de los sistemas VAR estructurales (SVAR), estimados con mayor frecuencia.

El modelo utilizó 4 variables: PIB real, tasa de interés real activa del sistema financiero, oferta monetaria real y tasa de inflación. Dichas variables, se utilizaron en la forma de series de frecuencia anual desde 1924 hasta 2000. En este sentido, una de las ventajas más importantes del presente trabajo es la extensión de las series utilizadas, lo que permite una mayor aproximación al verdadero largo plazo.

Así, los resultados obtenidos permiten hacer algunas deducciones acerca del funcionamiento estructural de la economía Colombiana, así como de su situación actual, involucrando dichos resultados con algunos hechos estilizados, especialmente de la década de los noventa.

Como se desprende de los resultados econométricos, la tasa de interés es una variable importante al momento de explicar los cambios temporales y duraderos del PIB y de la tasa de inflación. En este sentido, un shock positivo de tasa de interés²⁰³, incorpora un cambio o reacción negativa en el PIB, ocasionando su reducción en forma persistente, lo cual se hace explícito en las funciones de

²⁰³ Como se mencionó con anterioridad, estudios econométricos recientes muestran que existen relaciones de equilibrio de largo y corto plazo (de cointegración) entre las tasas de interés de mercado, incluida la tasa promedio de colocación del sistema financiero, con la tasa de interés de referencia del Banco de la República, de expansión o de contracción.

descomposición de varianza, en donde a medida que el PIB pierde capacidad explicativa de si mismo en el largo plazo, la tasa de interés empieza a ser más importante para explicar su comportamiento. Del mismo modo, se halló un vector de cointegración entre esta y los niveles de producto. Lo anterior, es coincidente con algunos eventos de la economía Colombiana de la ultima década, en donde incrementos (shocks) importantes de la tasa de interés de referencia en 1998 del Banco de la Republica, elevaron en forma drástica la tasa de colocación del sistema financiero, lo que condujo a una reducción contundente del nivel del producto, en donde incluso dicha reducción no fue transitoria, fue estructural, es decir, se redujo el nivel de producción potencial de la economía, como se desprende de algunas estimaciones econométricas del PIB potencial para este periodo²⁰⁴. Así, la tasa de interés se interpreta como una variable controlable por la autoridad monetaria con claros efectos reales sobre el nivel de producto.

De otro lado, innovaciones positivas de tasa de interés, fueron también importantes para interpretar el comportamiento de la tasa de inflación, en el sentido de reducirla en forma estructural. Entre la tasa de interés y la tasa de inflación se hallaron relaciones de interdependencia dinámica interesantes, ya que ambas son variables importantes para explicarse entre si. En este orden de ideas, se encontraron relaciones de doble causalidad (feedback) en el sentido de Granger, y en las funciones de descomposición de varianza ambas son definitivas para explicar su evolución en el largo plazo. En este sentido, una perturbación inflacionaria, indicaría a los agentes del sistema financiero la necesidad de cubrirse del riesgo inflacionario incrementando sus tasas de interés. Así, incrementos de la tasa de inflación ocasionarían incrementos de la tasa de interés; y en forma inversa, incrementos de la tasa de interés ocasionaría reducciones persistentes de la tasa de inflación, lo que indicaría una secuencia entre ambas series. Dichos resultados, son compatibles con la reducción que se podría considerar estructural y drástica de la inflación entre 1998 y 1999, periodo en el cual esta se redujo de 16,7% a 9,23%, es decir se redujo 7,47 puntos entre un año y otro, coincidente con shocks consecutivos de tasa de interés en 1998. Es decir, la inflación se redujo en forma agresiva entre un año y otro ocasionado por un severo incremento de las tasas de interés del sistema.

Si se involucran las relaciones dinámicas encontradas entre la tasa de inflación y la tasa de interés, entre la tasa de interés y el PIB y entre el PIB y la tasa de inflación, se podría inferir que tanto el incremento de la tasa de interés como la reducción en forma drástica del producto ocasionado por una contracción de la demanda interna, son concluyentes para explicar la reducción de la tasa de inflación. Por lo tanto, se estaría ante un Trade Off (una relación inversa) entre tasa de interés y producto y entre tasa de inflación y tasa de interés. En términos

²⁰⁴ Figura 1, p. 13.

de política, esto implicaría para los Policy Maker, la necesidad de elegir entre inflación y producto al momento de decidir el comportamiento de la tasa de interés, ya que incrementos de esta, reducirían tanto el PIB como la inflación, en donde si el incremento es lo suficientemente fuerte como ocurrió en 1998, las reducciones de ambos serán estructurales. En este sentido, si se elige “controlar” o reducir la inflación es obvio que será a costa de menores niveles de producción efectiva y potencial²⁰⁵.

De otro lado, son interesantes los hallazgos econométricos en cuanto a la variable oferta monetaria y su comportamiento en relación con las demás series. Y son interesantes, en el sentido de que no parece representar una perturbación importante para explicar el comportamiento de las otras variables; es decir, la capacidad explicativa por parte de la oferta monetaria del PIB, la tasa de interés y la inflación es mínima dentro del sistema. En este sentido, una innovación o shock monetario no parece explicar el comportamiento de la tasa de interés, de la inflación y del producto.

En el caso de la tasa de interés, no son claros los efectos de una perturbación monetaria, por cuanto, en el caso de las funciones de impulso respuesta, un shock de este tipo en principio ocasiona su incremento para después estabilizarse al cabo de 5 periodos. En el contexto de la tasa de inflación, la tasa de interés parece incrementarse en reacción a las mayores expectativas de inflación de los agentes del sistema, que se supone consecuencia lógica del incremento de la oferta monetaria. En este caso, el comportamiento de la tasa de interés en relación a la oferta monetaria es inversa a la propuesta por la teoría económica.

De otro lado, no son claros los efectos de un shock de oferta monetaria sobre la tasa de inflación, como se aprecia en las funciones de impulso respuesta y en las funciones de descomposición de varianza. En la función de respuesta al impulso, la inflación se incrementa levemente al principio, para después reducirse en forma persistente, y en la función de descomposición de varianza, esta es explicada en el largo plazo por la tasa de interés, no por la oferta monetaria, algo inicialmente predicho por los monetaristas. En este sentido, la inflación parece reaccionar en forma coherente con el shock monetario al incrementarse, pero después parece reaccionar como consecuencia del incremento de la tasa de interés, que termina por reducirla en forma estructural o permanente, y por la también consecuente reducción del producto.

²⁰⁵ Algo deducido ya por Arthur Okun, que el denominó “tasa de sacrificio”.

Así, dados unos resultados econométricos²⁰⁶, se hace necesario colocarlos en el escenario o contexto de la economía Colombiana de la última década. Esto, dado que aunque se intenta hacer énfasis en la caracterización del comportamiento natural de las series y en sus relaciones de interdependencia dinámica, a juicio del autor, dicho comportamiento no se debe a cuestiones del azar sino a la interacción del conjunto de factores económicos e institucionales que las rodea, ya que son este conjunto de factores, incluida la organización institucional del sistema económico, los que determinan o forjan el comportamiento de las series en el corto o el largo plazo. Es decir, son el conjunto de decisiones de política y la organización económica las que guían un comportamiento particular de las series, lo que impide la generalización de dicho comportamiento a consideraciones de tipo teórico.

En este sentido, son coherentes los hallazgos respecto de la tasa de interés y de la oferta monetaria, en donde la primera tiene una capacidad explicativa importante de las demás variables que conforman el sistema (PIB y tasa de inflación) y la segunda carece de una capacidad explicativa consistente.

Por lo tanto, es consistente el comportamiento del PIB y de la tasa de inflación ante innovaciones de tasa de interés en los resultados econométricos, con la reacción de dichas variables ante el incremento importante de la tasa de interés de referencia del Banco de la República en 1998. En dichos eventos, el incremento de la tasa de interés de referencia del Banco Central, se trasladó a las tasas de interés de mercado, incluida la tasa de colocación del sistema. Así, el Banco de la República incrementó su tasa de referencia, que es aquella a la cual presta recursos al sistema bancario, en un intento por defender la banda cambiaria en 1998, previniendo posibles presiones inflacionarias producto de un incremento sustancial del tipo de cambio. Por lo tanto, aunque se incrementó la DTF beneficiando con ello a los inversionistas, también se incrementó la tasa activa del sistema, provocando el colapso por estas dos vías del sistema hipotecario y el conjunto general de deudores del sistema financiero²⁰⁷. En este contexto, ocurrió lo llamado por algunos investigadores²⁰⁸ como “des – inflación fortuita”. Así llaman algunos investigadores del Banco de la República al proceso por el cual se redujo la inflación en forma sustancial a niveles de un dígito entre 1998 y 2000. Es evidente, que dado que existen objetivos en orden jerárquico al momento de tomar

²⁰⁶ Que aunque se consideran robustos son de todas formas una aproximación al funcionamiento estructural de la economía

²⁰⁷ Lo anterior, en un contexto en el que las familias no son ahorradores netos sino deudores netos, por lo que el beneficio por el incremento de la DTF fue menor al daño económico provocado por el encarecimiento de los créditos.

²⁰⁸ CLAVIJO, Sergio. Política monetaria y cambiaria en Colombia: progresos y desafíos. Bogotá : Banco de la República, 2002. pág. 5 (Borradores de economía; 201).

decisiones de política monetaria al interior del Banco, que por lo demás tienen carácter de orden constitucional, la junta monetaria se decidió por defender la senda de reducción de la inflación, dejando el crecimiento del producto como un objetivo secundario. Por lo cual, se infiere que la caída espectacular del producto en 1999, caída que tiene consecuencias duraderas sobre el nivel de producción potencial, fue resultado de una decisión de política monetaria, que en su momento redujo la inflación con consecuencias de largo plazo sobre el nivel de oferta agregada.

De otro lado, el comportamiento de la oferta monetaria y su influencia sobre el sistema de variables bajo análisis puede ser consecuencia de las siguientes consideraciones. En primer lugar, en los resultados econométricos, la oferta monetaria no parece tener consecuencias sobre el nivel de producto y sobre la tasa de inflación; esto se puede deber a dos factores:

- En Colombia, esta ocurriendo la llamada “sustitución de activos” como fue inicialmente denominado por Hicks; en este sentido, como se menciona en el capítulo 3, incrementos de la oferta monetaria no se traducen en mayor oferta crediticia del sistema financiero hacia el conjunto del sistema económico, sino en incrementos de sus posiciones en TES y en divisas. Así, por la vía del incremento de la oferta monetaria las instituciones financieras incrementan sus portafolios de inversiones especulativas y no trasladan dicha liquidez a los agentes demandantes de dinero. Por lo tanto, los agregados monetarios, en este caso M1, no son un indicador confiable de la actividad económica, convirtiéndose en un mejor indicador de esta la oferta crediticia, por lo que el canal del crédito sería un instrumento importante si se quiere explicar la amplificación de los ciclos recesivos o expansivos de la economía. Se infiere que por este motivo, la oferta monetaria (M1) no parece tener efectos sobre el PIB.
- De otro lado, la oferta monetaria parece no tener consecuencias inflacionarias de largo plazo, debido precisamente a la estrecha relación existente entre inflación y tasa de interés. Siendo así, aunque puede tener un impacto inflacionario inicial, este se reduce e incluso se hace negativo cuando los agentes del sistema financiero elevan la tasa de interés y se reduce la inflación.

De este modo, un mecanismo de transmisión monetario (M1) es neutralizado por otro, que se supone más potente²⁰⁹. No incrementa la inflación, ya que

²⁰⁹ Es de recordar que el principal instrumento de control monetario del Banco Central es la tasa de interés, dejando de lado los corredores monetarios, que guiaban la política anteriormente.

inmediatamente se eleva la tasa de interés y la neutraliza, y no tiene efectos reales sobre el PIB ya que el incremento de M1 no se traduce en incremento de la oferta crediticia sino en incrementos del portafolio de inversión del sistema. Además, dado que su incremento en teoría supone presiones inflacionarias, la tasa de interés se eleva reduciendo también el nivel de producto, de tal suerte que no afecta el producto positivamente, ni por la vía de agregado monetario ni por la vía de reducción de la tasa de interés, ya que por el contrario la incrementa.

En este sentido, es interesante observar como la oferta monetaria, su incremento, no reduce la tasa de interés, sino que al parecer la eleva. Esto tal vez tenga explicación en la manera como se forman los precios (tasas de interés) en el mercado monetario. El mercado interbancario Colombiano no es competitivo, por el contrario es oligopolico. La consecuencia principal de este hecho, es que las tasas de interés de mercado no se forman por la competencia entre las entidades financieras, como ocurre en Estados Unidos; en este sentido, si el sistema fuese competitivo, dicha dinámica ocasionaría el incremento de las tasas activas y la reducción de las tasas pasivas, lo que conllevaría una reducción del margen. En Colombia por el contrario, las tasas de mercado no son consecuencia de la competencia, sino de la tasa de interés de referencia del Banco de la Republica. Por esta vía, el Banco determina la tasa a la cual proveerá de liquidez al sistema, por lo que la misma representa un costo de operación de referencia para el sistema financiero en conjunto. Así, la tasa de expansión del Banco Central guía el comportamiento de la tasa interbancaria (TIB) y de la DTF, y por esta vía, dado que afecta el margen de intermediación de las entidades, afecta la tasa de colocación. En este sentido, dado que el Banco Central tiene una política explícita de “inflation targeting”, la tasa de interés de referencia deberá ser coherente con la tasa de inflación objetivo. En este sentido, la tasa de interés se eleva ante incrementos de la oferta monetaria ya que se presumen presiones inflacionarias, reduciendo el crecimiento de la producción efectiva, e incluso reduciendo el nivel de producción potencial.

De este modo, y dado que la política monetaria no está guiada por la discrecionalidad de las políticas sino por reglas, los instrumentos monetarios no son eficientes como mecanismo para la reactivación económica pero si para la reducción de la inflación. Por lo tanto, aunque el Banco Central argumenta que provee toda la liquidez que el sistema requiere, esta se va a financiar los portafolios de inversión de las tesorerías de los bancos y no a expandir el crédito. De otro lado, dado que la tasa de interés se altera en función de la inflación y no en función del crecimiento económico y que la tasa de interés de mercado no tiene conexión directa con la liquidez del sistema, la inflación se reduce a costa del crecimiento y los dos canales de transmisión monetarios se reducen a “controlar” la inflación estructural y no a acortar los ciclos recesivos. De esta manera, la forma en que esta articulada la implementación de la política monetaria y el uso de los instrumentos monetarios son coherentes con los resultados econométricos:

- ❑ Se presenta una relación estrecha entre tasa de interés y tasa de inflación, siendo inversa dicha relación y presentándose un sistema de causalidad doble.
- ❑ Así mismo, la tasa de interés afecta el producto en forma estructural.
- ❑ Se presenta un “Trade Off” vía tasa de interés sobre la inflación y el producto.
- ❑ La oferta monetaria no tiene efectos reales sobre el producto, la tasa de interés y la tasa de inflación.
- ❑ La tasa de interés presenta la mayor capacidad explicativa del comportamiento de las demás variables del sistema.

9. RECOMENDACIONES

Es interesante el poder analítico que se deriva de un modelo econométrico de series de tiempo, como el propuesto por Sims y su sistema de Vectores Autorregresivos. El modelo permitió observar la dinámica de la interacción de las series en el largo plazo, así como su evolución y resultados de corto plazo a través de simulaciones de impulso respuesta. Y es interesante la utilización de modelos VAR para el análisis de series temporales, ya que en principio las series generan un comportamiento específico para el cual no existe una explicación totalmente admisible inicialmente. Es decir, aunque existen ocasiones en que el comportamiento de una serie y de un sistema es totalmente predecible ya que son conocidos los factores que las determinan, en otras ocasiones no, y la única forma posible y creíble de interpretar su comportamiento es dejando que dichas variables se “expresen por si mismas”; y eso tiene sentido. Al intentar modelar un sistema de variables a través de un concepto a priori que se tiene del mismo, ya sea que dicho concepto provenga de la teoría o por una visión práctica del mismo, en realidad se está sesgando o limitando la capacidad explicativa del modelo, ya que de antemano se supone que determinados factores no son críticos y otros sí para explicar el sistema de variables objeto de análisis.

En términos prácticos, el sistema VAR permitió observar que tipo de respuestas genera cada una de las variables sobre el sistema completo, lo que se puede expresar como secuencias y consecuencias dinámicas de las variables, sin restricciones de tipo teórico, que admite inferir un comportamiento esperado. Por lo tanto, un sistema VAR, es un punto de partida inicial suficientemente robusto, respecto de los objetivos planteados por este análisis, para interpretar el comportamiento de la economía Colombiana y entender su estado actual. En este orden de ideas, se hizo necesario acompañar el modelo de algunos hechos estilizados de la economía Colombiana, con el fin de ponerlo en contexto con algunos eventos prácticos, intentando darle con ello un significado económico mayor a los resultados econométricos.

En este sentido, es posible, dados unos resultados econométricos y una serie de eventos de la economía que ponen en contexto dichos resultados, llegar a algunas recomendaciones, que se entenderán de política económica, ya que se supone, el comportamiento de algunas variables del sistema que se consideran críticas obedece a decisiones de este tipo. En este orden de ideas, como se mencionó antes, a juicio del autor son el conjunto de decisiones de política y la estructura de la organización económica las que guían un comportamiento particular de las

variables, lo que impide la generalización de dicho comportamiento a consideraciones de tipo teórico.

Por lo tanto, dado que una interpretación o conclusión inicial del presente análisis, es que por un lado, la tasa de interés, en este caso activa del sistema financiero, es una variable crítica para explicar el funcionamiento de las demás variables del sistema, y que por otro lado, la oferta monetaria (M1) parece no tener coincidencia con el comportamiento de las demás variables, en especial con la inflación y la tasa de interés, una visión panorámica final del análisis indicaría que los instrumentos de política monetaria o las variables que se derivan directamente de dichos instrumentos, se comportan en todos los casos de la forma siguiente:

- Son coherentes con la forma en que hoy esta articulado el funcionamiento o tipos de respuesta de la política monetaria.
- Son incoherentes con la forma en que predice la teoría económica su comportamiento y su reacción ante diferentes eventos.
- Son coincidentes con algunos hechos ocurridos en la economía Colombiana, especialmente durante la década de los noventa.

Así, es importante mencionar que los instrumentos de política económica, tanto fiscales como monetarios, son utilizados convencionalmente para reducir los ciclos recesivos, alargar los periodos de expansión, desacelerar el crecimiento cuando este va a un ritmo muy rápido en relación al cambio estructural de la economía y corregir perturbaciones económicas imprevistas.

En sentido amplio, los instrumentos de política deben reducir los ciclos, intentándolos ajustar al nivel o senda de producción potencial. Sin embargo, cuando el objetivo principal es controlar y reducir la inflación a niveles considerados o estimados como estructurales, la función de los instrumentos de política de ajustar los ciclos al nivel de oferta potencial desaparece y los ciclos se dejan persistir en la medida en que sean consistentes con un nivel de inflación previsto. Así, un ciclo recesivo será coherente con el objetivo de reducir y controlar la inflación en un periodo dado, y un ciclo expansivo será considerado fuente de presiones inflacionarias por lo que la fase de expansión económica interpretada como "excesiva" se intentara desacelerar. En este sentido, la recesión que se inició en 1999 producto de la contracción de la demanda interna y sus consecuencias sobre el nivel de producto, fueron convenientes para reducir de una vez por todas el nivel de inflación estructural a niveles de un dígito.

Es necesario hacer la siguiente reflexión: reducciones estructurales o de largo plazo de los niveles inflacionarios que se lleven a cabo a costa de reducciones significativas del nivel de producto potencial o de producción efectiva, no deben considerarse coherentes con una estructura económica que esta dada, sino con una estructura económica en nivel potencial inferior a la inicial. En ese caso, un nivel inflacionario menor será consistente con una realidad económica diferente a la original, por lo cual este nuevo nivel inflacionario deberá considerarse una fuente de perturbaciones negativas con consecuencias permanentes sobre el nivel del PIB potencial, incoherente con la evolución y el nivel de crecimiento y desarrollo natural de la economía. En este sentido, la reducción de la inflación debería ser consecuencia de las fuerzas de oferta y demanda agregadas de equilibrio estructural de la economía en un momento del tiempo, y no de decisiones de política económica, que resultan ser incoherentes con la evolución y desarrollo natural del sistema económico. La inflación (su nivel en cada momento del tiempo) debe ser consecuencia del equilibrio macroeconómico, y no de decisiones de política, en este caso monetaria, ya que en ese sentido la inflación sería consecuencia del desequilibrio macroeconómico, convirtiéndose así su valor en cada momento del tiempo en fuente de perturbaciones para el sistema.

En este orden de ideas, el objetivo único y final de la política monetaria no debe ser el control y reducción de la inflación, dado que esta debe ser consistente con una estructura económica dada la cual es producto de un nivel de desarrollo alcanzado. Es decir, la inflación debe ser coherente con el crecimiento económico en cada periodo y no el crecimiento económico coherente con la inflación, ya que por esa vía se estarían imponiendo explícitamente restricciones al crecimiento del producto.

Como se infiere de los resultados econométricos, un shock de tasa de interés tiene efectos negativos tanto en el nivel de producto como en la inflación; en ambos casos se reducen en forma importante. Lo anterior sugiere un Trade Off de política, ya que una política monetaria cuyo objetivo final sea la paulatina reducción de la inflación a niveles considerados estructurales es opuesta en el tiempo a la necesidad de conservar una senda de crecimiento económico sostenida, ya que en cada momento del tiempo t , se estaría ante la necesidad de sacrificar crecimiento económico ante unos objetivos definidos de niveles inflacionarios. En este sentido, es inconveniente para las necesidades de crecimiento del país, sesgar o jerarquizar los objetivos últimos de política en términos de la inflación, ya que por esta vía se alcanzaría la inestabilidad macroeconómica antes que el equilibrio en el largo plazo. Controlar los niveles inflacionarios es un objetivo de política necesario, pero debe ser complementario de un objetivo de política igualmente importante, como es la estabilidad de la senda de crecimiento económico y el mantenimiento del desempleo en niveles considerados estructurales. Así, la política monetaria debe ser guiada por un

objetivo dual²¹⁰, sin orden jerárquico, sino la conservación de prioridades en igualdad de importancia para la política monetaria. En ese sentido, la senda de crecimiento económico debe intentar conservarse en concordancia con niveles de inflación de equilibrio para ese nivel de desarrollo.

Estas son consideraciones que la autoridad monetaria debería tener en cuenta al momento de determinar movimientos o cambios en su postura de tasa de interés. Las consecuencias del cambio en tasas de interés deben ser calibradas tanto en términos de crecimiento económico como en términos de inflación.

De otro lado, la tasa de interés parece ser más eficiente reduciendo el ciclo de crecimiento y la inflación que favoreciendo la fase expansiva del ciclo económico. Lo anterior puede deberse, a que como se mencionó antes, la tasa de interés es poco sensible a cambios en los niveles de liquidez del sistema financiero, ya que la totalidad de las tasas de mercado del sistema son determinadas en forma exógena por la tasa de interés de referencia del Banco de la República. En este sentido, una mayor liquidez al sistema no se traduce en una reducción de las tasas, incremento de la demanda de crédito (demanda de dinero) y aumento de la oferta crediticia.

De otro lado, la oferta monetaria parece no estar correlacionada con el nivel de actividad económica, como sucede en otras economías o como lo predice la teoría. Por razones indicadas anteriormente, la oferta monetaria no es una guía adecuada de los niveles actuales y esperados de actividad, convirtiéndose en un mejor indicador la oferta de crédito o la eficiencia del canal del crédito. Es inadecuado pensar que mayores niveles de liquidez entregados al sistema se traducirán en mayores niveles de crédito y de actividad económica. En este sentido, el llamado canal del crédito debe ser evaluado con mayor profundidad, ya que la poca dinámica de este es consecuente con la poca dinámica de la economía respecto de una política monetaria denominada expansiva.

En este sentido, los dos instrumentos de política monetaria por excelencia, tasa de interés y oferta monetaria, son inefectivas como instrumentos dinamizadores de la actividad económica, pero eficaces para controlar y reducir la inflación y desacelerar el crecimiento económico..

²¹⁰ Como ocurre en Estados Unidos respecto de los objetivos de política monetaria tenidos en cuenta por el FED al momento de tomar decisiones de política; en ese caso, los objetivos considerados duales de equilibrio, es el sostenimiento de una senda de crecimiento económico estable, el control de la inflación y mantener el desempleo en el nivel de desocupación considerada estructural para la economía Americana.

Por lo tanto, la recomendación final es que, a juicio del autor, deben ser reestructurados totalmente los canales de transmisión de la política monetaria, léase tasas de interés y oferta monetaria, ya que la forma en que están articulados los hacen eficientes para reducir la inflación, pero ineficaces para favorecer el crecimiento económico. La reducción de la tasa de interés de referencia no se traduce necesariamente en una reducción de las tasas activas sino de las pasivas del sistema y un incremento de la oferta monetaria no se traduce en mayores niveles de crédito al sistema económico.

BIBLIOGRAFÍA

ARGANDOÑA RAMIZ, Antonio., GAMEZ AMIAN, Consuelo y MOCHON MORCILLO, Francisco. Macroeconomía avanzada I: modelos dinámicos y teoría de la política económica. 2 ed. Madrid : Mc Graw Hill, 1996. 813 p.

BARAJAS, Adolfo., LOPEZ, Enrique y OLIVEROS, Hugo. ¿Porque en Colombia el Crédito al Sector Privado es tan Reducido?. Bogotá : Banco de la Republica, 2001. pag. 28 (Borradores de Economía; 185).

CLAVIJO, Sergio. Política Monetaria y Cambiaria en Colombia: Progresos y Desafíos. Bogotá : Banco de la Republica, 2002. pag. 28 (Borradores de economía; 201).

CHIANG, Alpha. Métodos fundamentales de economía matemática. 3 ed. Mexico : Mc Graw Hill, 1996. 533 p.

DEPARTAMENTO NACIONAL DE PLANEACIÓN, Bogotá. Documento CONPES 3213: Balance macroeconómico 2002 y perspectivas para 2003. Bogota: DNP, 2003. 233 p.

ENRIQUE DE LA ROSA, Leonidas. Ataques Especulativos: Un Enfoque de Incertidumbre e Información. Bogotá : Banco de la Republica, 1999. pag. 76 (Borradores de economía; 130).

BANCO DE LA REPUBLICA, Bogotá. Emisión, inflación y crecimiento. Nota editorial, Bogotá: BANREP, 2000. 114 p.

GRUPO DE ESTUDIOS DEL CRECIMIENTO ECONOMICO, GRECO. El crecimiento económico Colombiano en el siglo XX. Bogotá : Fondo de Cultura Económica, 2002. pag. 460.

ENDERS, Walter. Applied Econometric Time Series. En : John Wiley & Sons (1995); pag. 533.

FISCHER, Stanley., DORNBUSCH, Rudiger y STARTZ, Richard. Macroeconomía. 8 ed. México : McGRAW HILL, 2000. 592 p.

GUJARATI, Damodar N. Econometría. 3 ed. Bogotá : Mc Graw Hill, 1992. 824 p.

GAMARRA, Antonio y TOLOSA BUITRAGO, Jose. La Política Monetaria en Colombia en la Segunda Mitad de los Años Noventa. Bogotá : Banco de la Republica, 2001. pag. 45 (Borradores de economía; 172).

JONES, Charles. Introducción al crecimiento económico. México : Prentice Hall, 1996. 203 p.

JULIO ROMAN, Juan Manuel. Relación entre la Tasa de Intervención del Banco de la Republica y las Tasas de Interés del Mercado: una Exploración Empírica. Bogotá : Banco de la Republica, 2001. pag. 45 (Borradores de Economía; 188).

KRUGMAN, Paul. De vuelta a la economía de la gran depresión. Barcelona : Norma, 2000. 257 p.

KEYNES, John Maynard. Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero. 5 reimpresión. Bogotá : Fondo de Cultura Económica-Serie de Economía, 2000. 253 p.

MELO VELANDA, Luis y HAMANN, Franz. Inflación Básica: Una Estimación Basada en Modelos VAR Estructurales. Bogotá : Banco de la Republica, 1998. pag. 28 (Borradores de Economía; 93).

MELO VELANDIA, Luis y RIASCOS VILLEGAS, Alvaro. Producto Potencial Utilizando el Filtro de Hodrick-Prescott con Parámetro de Suavización Variable y Ajustado por Inflación: Una Aplicación para Colombia. Bogotá : Banco de la Republica, 1997. pag. 24 (Borradores de Economía; 83).

MELO VELANDIA, Luis. Pronósticos Condicionados para Modelos VAR. Bogotá : Banco de la Republica, 1996. pag. 25 (Borradores de Economía; 62).

MISAS ARANGO, Martha. y LOPEZ ENCISO, Enrique. Desequilibrios Reales en Colombia. Bogotá : Banco de la Republica, 2001. pag. 37 (Borradores de Economía; 181).

MIISAS ARANGO, Martha., POSADA, Carlos Esteban y VASQUEZ, Diego Mauricio. ¿Esta Determinado el Nivel de Precios por las Expectativas de Dinero y Producto en Colombia?. Bogotá : Banco de la Republica, 2001. pag. 21 (Borradores de Economía; 191).

MISAS ARANGO, Martha y POSADA, Carlos Esteban. Crecimiento y Ciclos Económicos en Colombia en el Siglo XX: El Aporte de un VAR Estructural. Bogotá: Banco de la Republica, 2000. pag. 53 (Borradores de Economía; 155).

MISAS ARANGO, Martha y LOPEZ ENCISO, Enrique. Un Examen Empírico de la Curva de Phillips en Colombia. Bogotá: Banco de la Republica, 1999. pag. 47 (Borradores de Economía; 117).

MISAS ARANGO, Martha y LOPEZ ENCISO, Enrique. El producto potencial en Colombia: una estimación bajo VAR estructural. Bogotá: Banco de la Republica, 1998. pag. 42 (Borradores de Economía; 94).

MISAS ARANGO, Martha y OLIVEROS, Hugo. Cointegración, exogeneidad y critica de Lucas: funciones de demanda de dinero en Colombia: Un Ejercicio Mas. Bogotá: Banco de la Republica, 1997. pag. 70 (Borradores de Economía; 75).

MISAS ARANGO, Martha y VASQUEZ, Diego Mauricio. Expectativas de inflación en Colombia: un ejercicio econométrico. Bogotá: Banco de la Republica, 2002. pag. 23 (Borradores de Economía; 212).

NEWBOLD, Paul. Estadística para los negocios y la economía. 4 ed. Madrid: Editorial Prentice Hall, 1997. 633 p.

OLIVEROS, Hugo. Estacionalidad y pruebas de raíces unitarias: algunas consideraciones generales. Bogotá: Banco de la Republica, 1995. pag. 48 (Borradores de Economía; 40).

PINDYCK, Roberth y RUBINFELD, David. Econometría, modelos y pronósticos. 4 ed. Mexico : Mc Graw Hill, 2000. p. 583.

POSADA, Carlos Esteban. Dinero, inflación y actividad económica. Bogotá : Banco de la Republica, 1998. pag. 54 (Borradores de Economía; 106).

PULIDO SAN ROMAN, Antonio y PEREZ GARCIA, Julian. Modelos Econométricos. Madrid : Pirámide, 2001. p. 684.

RAMOS, Jorge y RINCÓN, Hernan. El balance fiscal y el balance en la cuenta corriente en Colombia: Canales de transmisión y causalidad. Bogotá: Banco de la Republica, 2000. pag. 20 (Borradores de Economía; 166).

SARMIENTO, Palacio Eduardo. El modelo propio: teorías económicas e instrumentos. Bogotá : Norma s.a., 2002. 495 p.

TENJO GALARZA, Fernando y LOPEZ ENCISO, Enrique. Burbuja y Estancamiento del Crédito en Colombia. Bogotá: Banco de la Republica, 2002. pag. 40 (Borradores de Economía; 215).

TENJO GALARZA, Fernando. Stiglitz, sus aportes y la economía Colombiana. Carta Financiera No 120, ANIF(2001); Bogotá, p. 78-84.

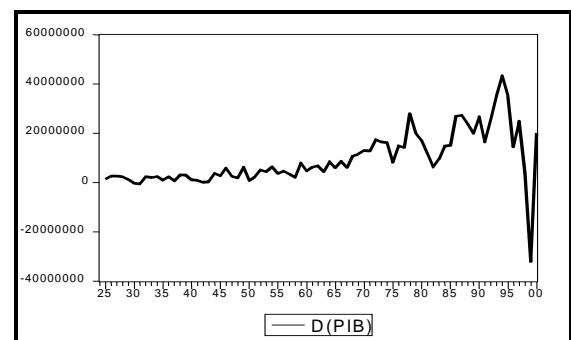
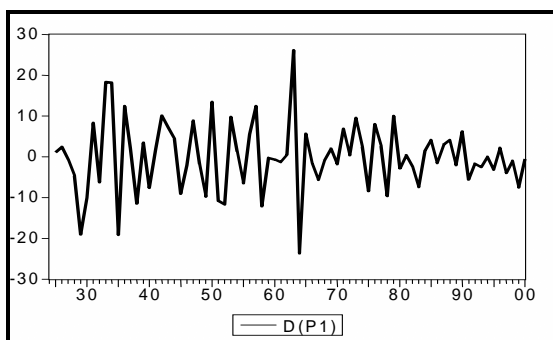
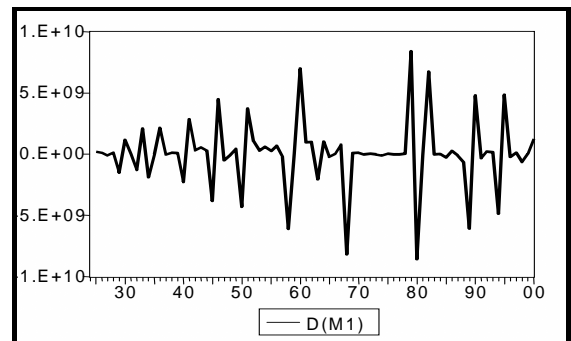
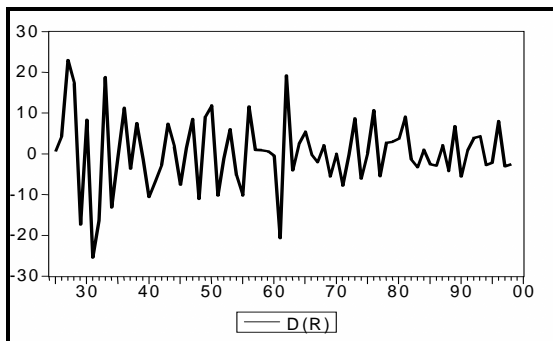
ALFABETO GRIEGO

A	α	alfa
B	β	beta
Γ	γ	gamma
Δ	δ	delta
E	ε	épsilon
Z	ζ	zeta
H	η	eta
Θ	θ	theta
I	ι	iota
K	κ	kappa
Λ	λ	lambda
M	μ	my
N	ν	ny
Ξ	ξ	xi
O	ο	ómicron
Π	π	pi
P	ρ	rho
Σ	σ	sigma
T	τ	tau
γ	υ	ypsilon
Φ	φ (ο φ)	phi
X	χ	chi
Ψ	ψ	psi
Ω	ω	omega

ANEXOS

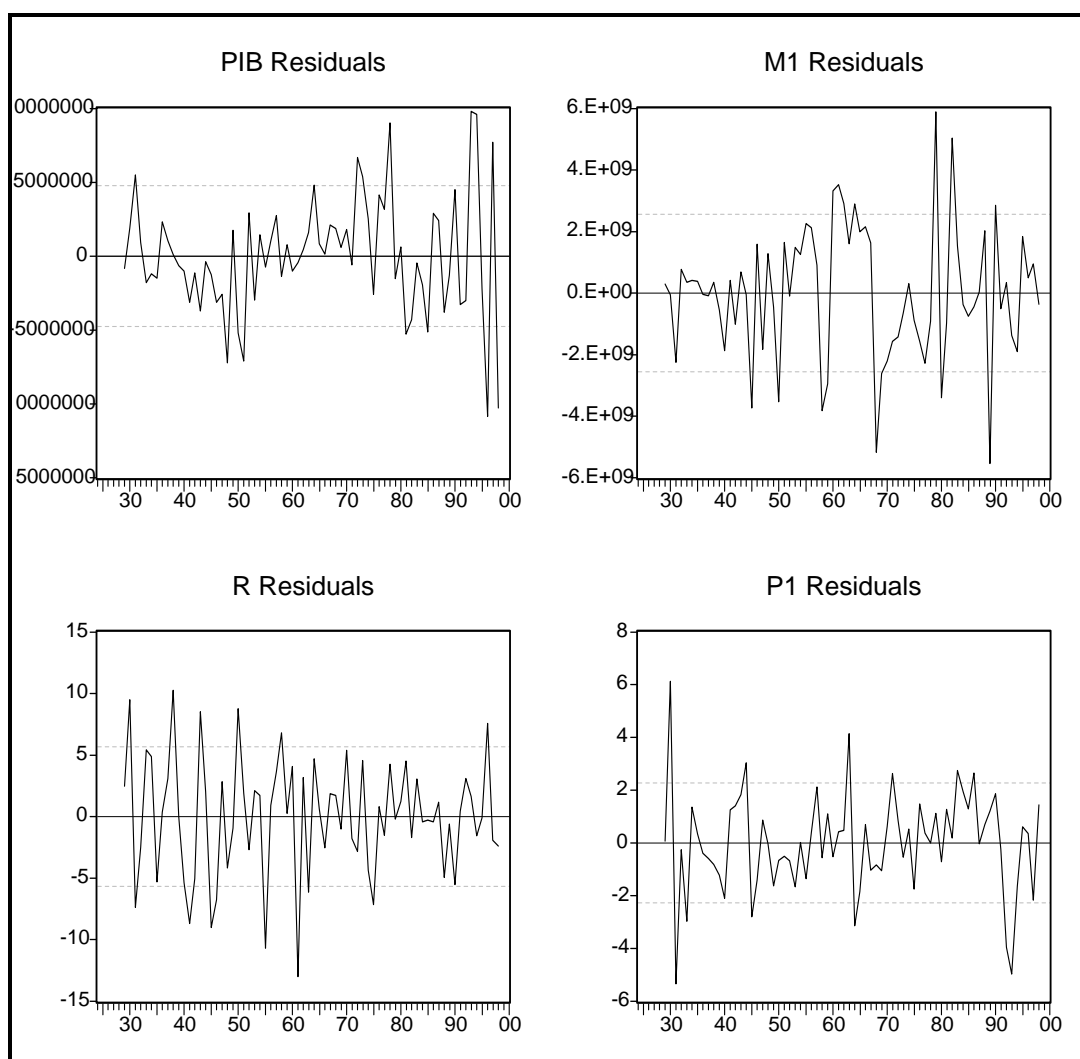
Anexo 1.

Series en primeras diferencias.



Anexo 2

Residuos



Anexo 3

Correlación entre los errores				
	PIB	M1	R	P1
PIB	1.000.000	-0.134098	-0.036047	-0.190672
M1	-0.134098	1.000.000	-0.112292	0.112964
R	-0.036047	-0.112292	1.000.000	0.12022
P1	-0.190672	0.112964	0.12022	1.000.000

Covarianza de los errores				
	PIB	M1	R	P1
PIB	1.60E+13	-1.15E+15	-684399.5	-1449964
M1	-1.15E+15	4.61E+18	-1.14E+09	4.61E+08
R	-684399.5	-1.14E+09	2.254.573	1.085.598
P1	-1449964	4.61E+08	1.085.598	3.616.740

Anexo 4

- **Análisis de impulso respuesta en el sistema.**
Orden de las variables: PIB, M1, R y P1

Respuesta del PIB ante perturbaciones de:				
Horizonte	PIB	M1	R	P1
1	3998640	0.00000	0.000000	0.000000
2	5290645	-1458576	-153821.4	-507144.1
3	6893340	-1680891	-518889.7	-565803.9
4	6059214	-2922272	-1171847	-47770.38
5	5357773	-2951151	-1808446	606276.7
6	4596915	-2662533	-1999341	1813046
7	4692283	-2257532	-1938227	2638383
8	5867627	-1760670	-2175045	3372454
9	7278448	-1932855	-2129923	3841106
10	8704275	-2310680	-2512743	4446503

Respuesta de M1 ante perturbaciones de:				
Horizonte	PIB	M1	R	P1
1	-2.88E+08	2.13E+09	0.000000	0.000000
2	-5.46E+08	8.73E+08	-1.92E+08	3.49E+08
3	-6.35E+08	2.30E+08	-2.73E+08	83217448
4	-3.67E+08	5.44E+08	1.34E+08	1.30E+08
5	-1.01E+09	3.13E+08	-35081485	29203341
6	-2.97E+08	6.97E+08	-1.49E+08	-81248095
7	-1.99E+08	3.01E+08	21108187	-80209973
8	1.55E+08	1.72E+08	-1.11E+08	-3.26E+08
9	98922127	-43304899	-57025445	-4.13E+08
10	-1.63E+08	-99569053	22108674	-4.54E+08

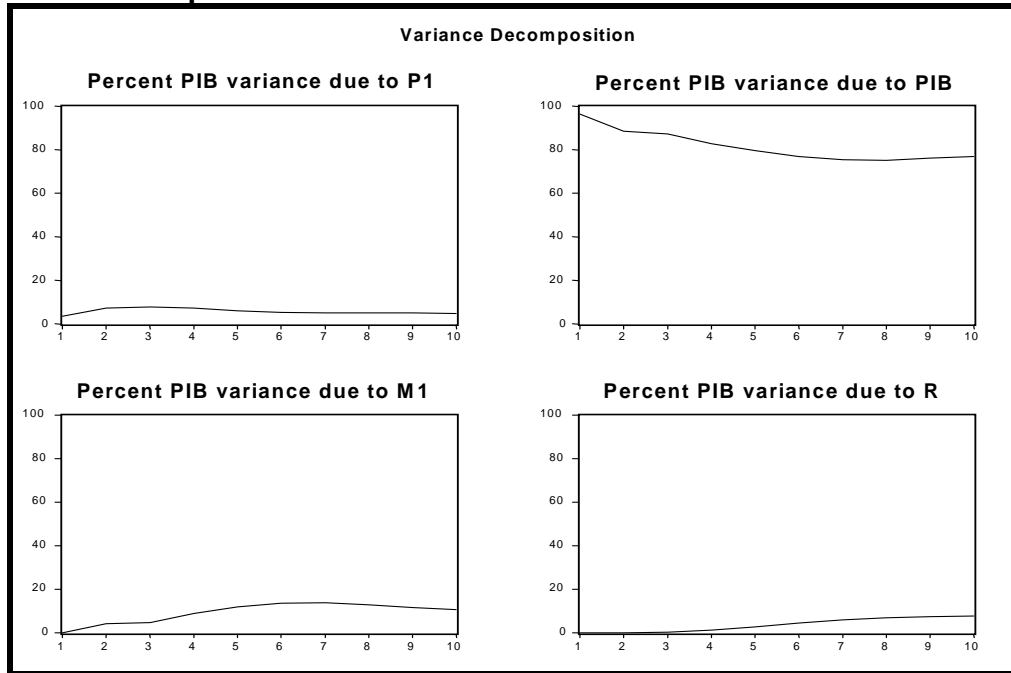
Respuesta de la tasa de interés (R) ante perturbaciones de:				
Horizonte	PIB	M1	R	P1
1	-0.171158	-0.561211	4.711844	0.000000
2	-0.589229	0.632048	1.580490	-0.146982
3	-0.059358	1.245887	1.331243	-0.757358
4	0.096462	1.277360	2.143257	1.294352
5	1.012777	-0.116352	-0.58082	0.381655
6	0.600488	-0.548813	-0.384387	0.530061
7	0.127144	-0.361774	0.291381	1.417287
8	0.27387	-0.719327	-0.853124	0.9995
9	0.360057	-0.406835	-0.178166	1.030066
10	0.877124	-0.009083	0.368086	1.492028

Respuesta de la tasa de inflación (P1) ante perturbaciones de:				
Horizonte	PIB	M1	R	P1
1	-0.362614	0.167721	0.237202	1.844141
2	1.062153	0.214216	0.290012	1.042911
3	0.575417	0.58743	-4.155906	1.247739
4	1.492828	-0.235773	-1.333669	1.409069
5	1.187740	-1.322307	-1.249.846	2.277375
6	1.049780	-1.641342	-2.322716	0.290981
7	0.275857	-0.237819	0.139518	1.493277
8	0.502624	-0.080007	-0.023612	1.535456
9	1.199652	-0.116831	-0.965549	0.88652
10	1.191337	0.120444	0.283847	1.455747

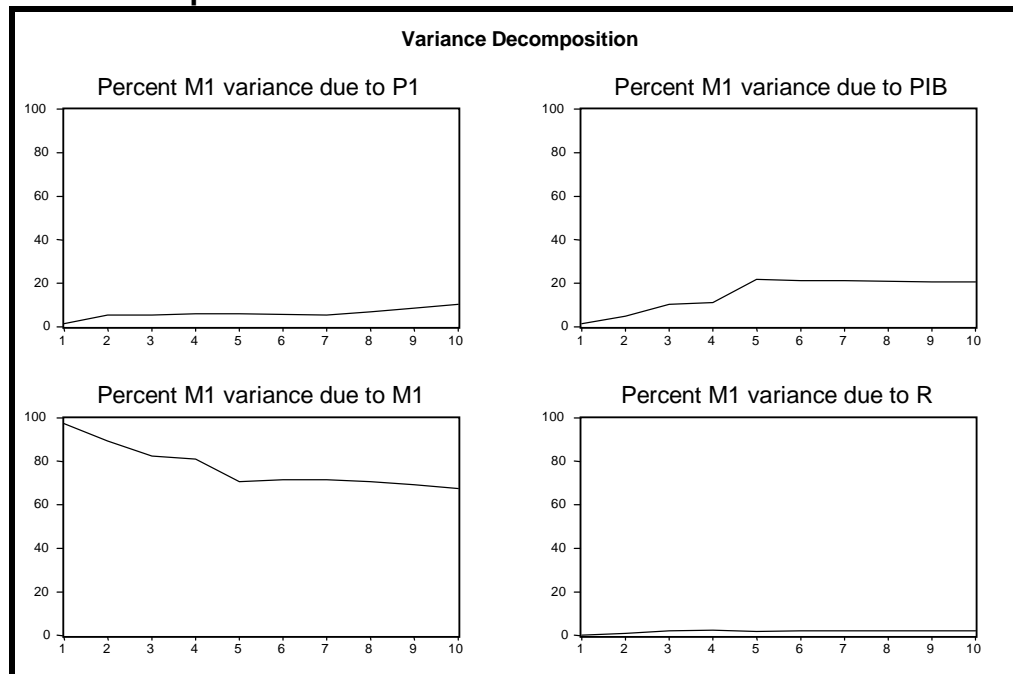
Anexo 5

Gráficos descomposición de varianza VAR

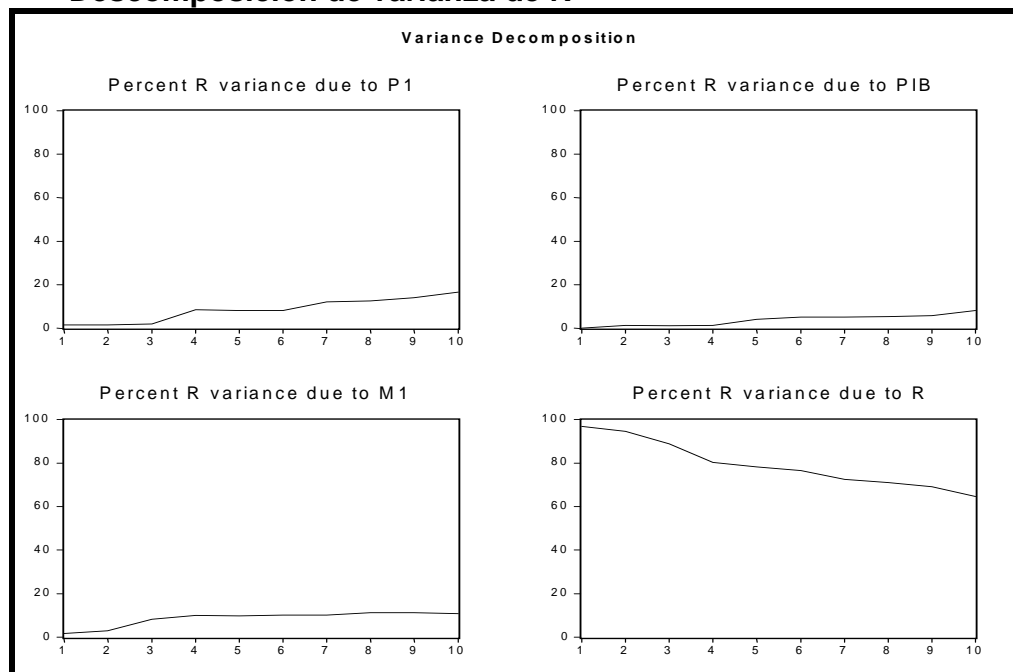
▪ Descomposición de varianza del PIB



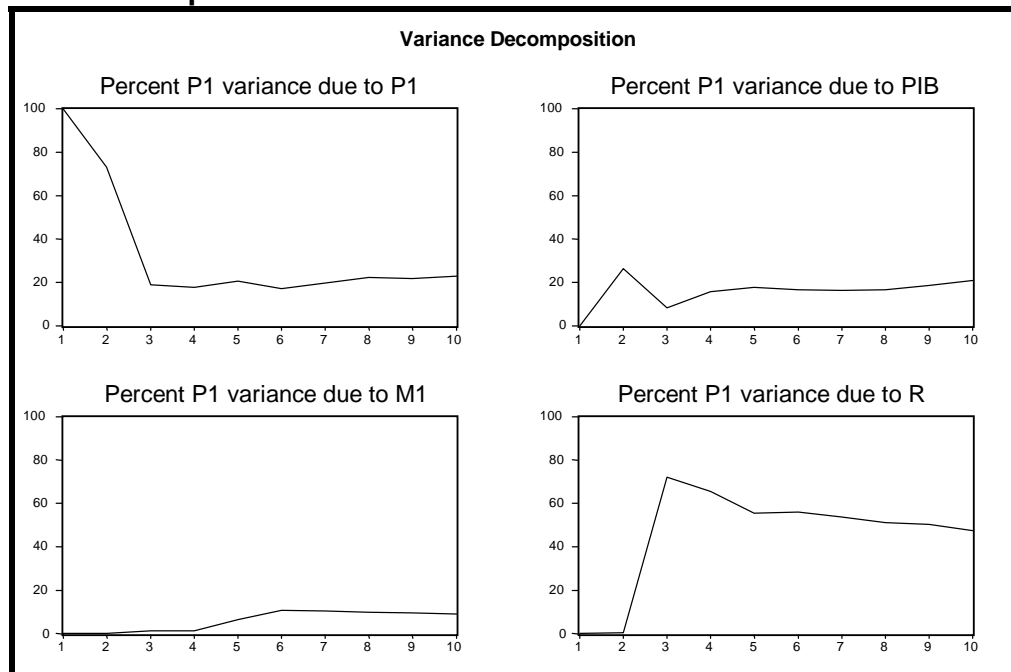
Descomposición de varianza de M1



Descomposición de varianza de R

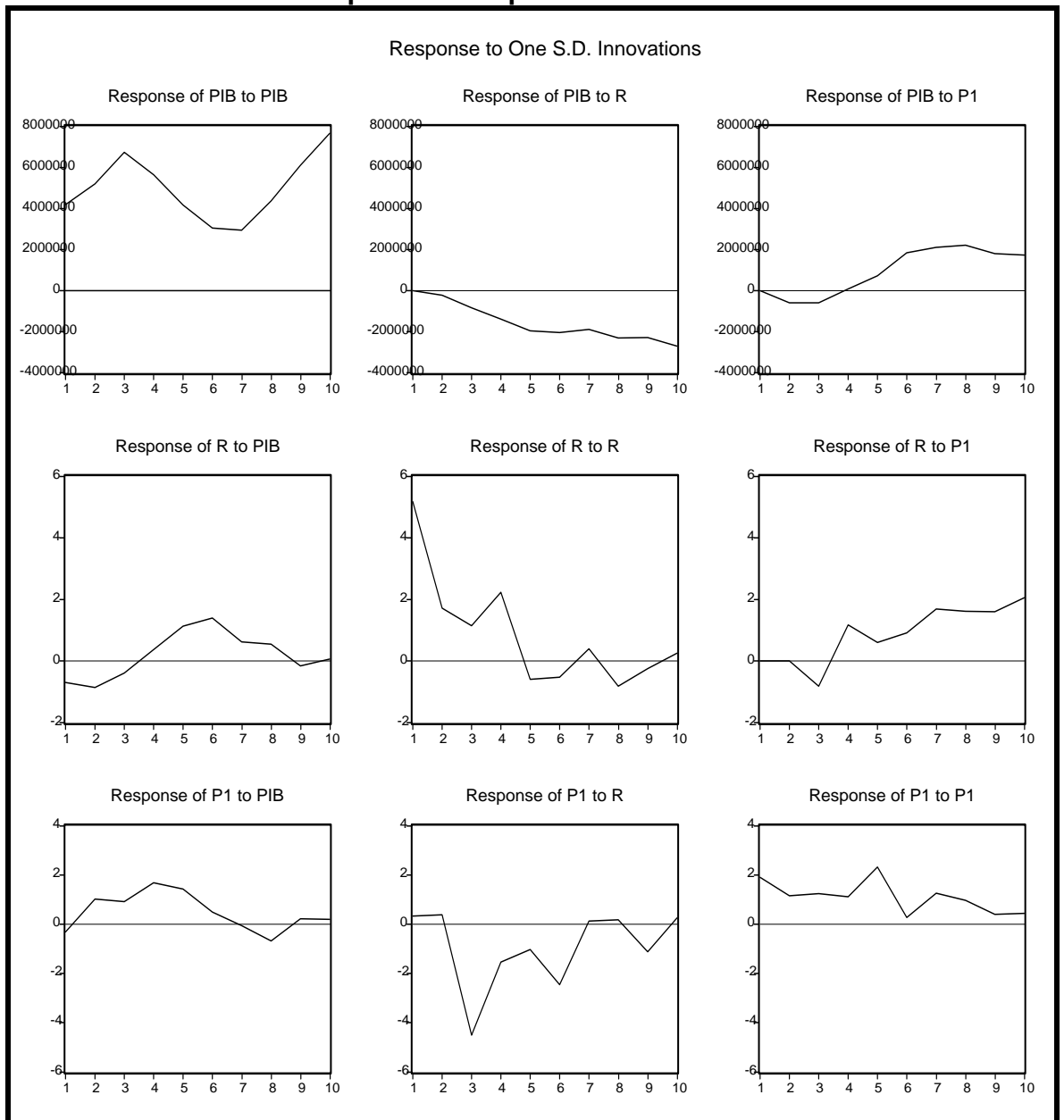


▪ **Descomposición de varianza de P1**



Anexo 6

■ Funciones de respuesta al impulso de las estimaciones VEC



Anexo 7
Tablas funciones de respuesta al impulso de las estimaciones VEC

Response of PIB:			
Periodo	PIB	R	P1
1	4181547	0,00000	0,00000
2	5195309	-220529.5	-595177.2
3	6726802	-848389.2	-613698.3
4	5633204	-1385420	77943.83
5	4162058	-1969849	719649.9
6	3042310	-2049641	1843193
7	2926430	-1903010	2103686
8	4359335	-2326289	2207723
9	6089072	-2300567	1783315
10	7652035	-2706465	1715316

Response of R:			
Periodo	PIB	R	P1
1	-0.700468	5,171935	0,00000
2	-0.863059	1,713503	0.005722
3	-0.400298	1,137532	-0.815857
4	0.36843	2,231614	1,167223
5	1,122111	-0.599094	0.595067
6	1,386770	-0.531279	0.902737
7	0.609392	0.38897	1,687879
8	0.548637	-0.819145	1,609328
9	-0.162275	-0.249784	1,599532
10	0.058376	0.255665	2,052447

Response of P1:			
Period	PIB	R	P1
1	-0.3214	0.336897	1,902201
2	1,019162	0.386406	1,145041
3	0.919834	-4,509919	1,244414
4	1,677740	-1,533708	1,108257
5	1,427143	-1,029873	2,318274
6	0.497397	-2,449168	0.265902
7	-0.056992	0.126284	1,258422
8	-0.674913	0.183049	0.962705
9	0.21352	-1,125115	0.402356
10	0.20869	0.254801	0.439559

Anexo 8
Tablas funciones de descomposición de varianza de las estimaciones VEC

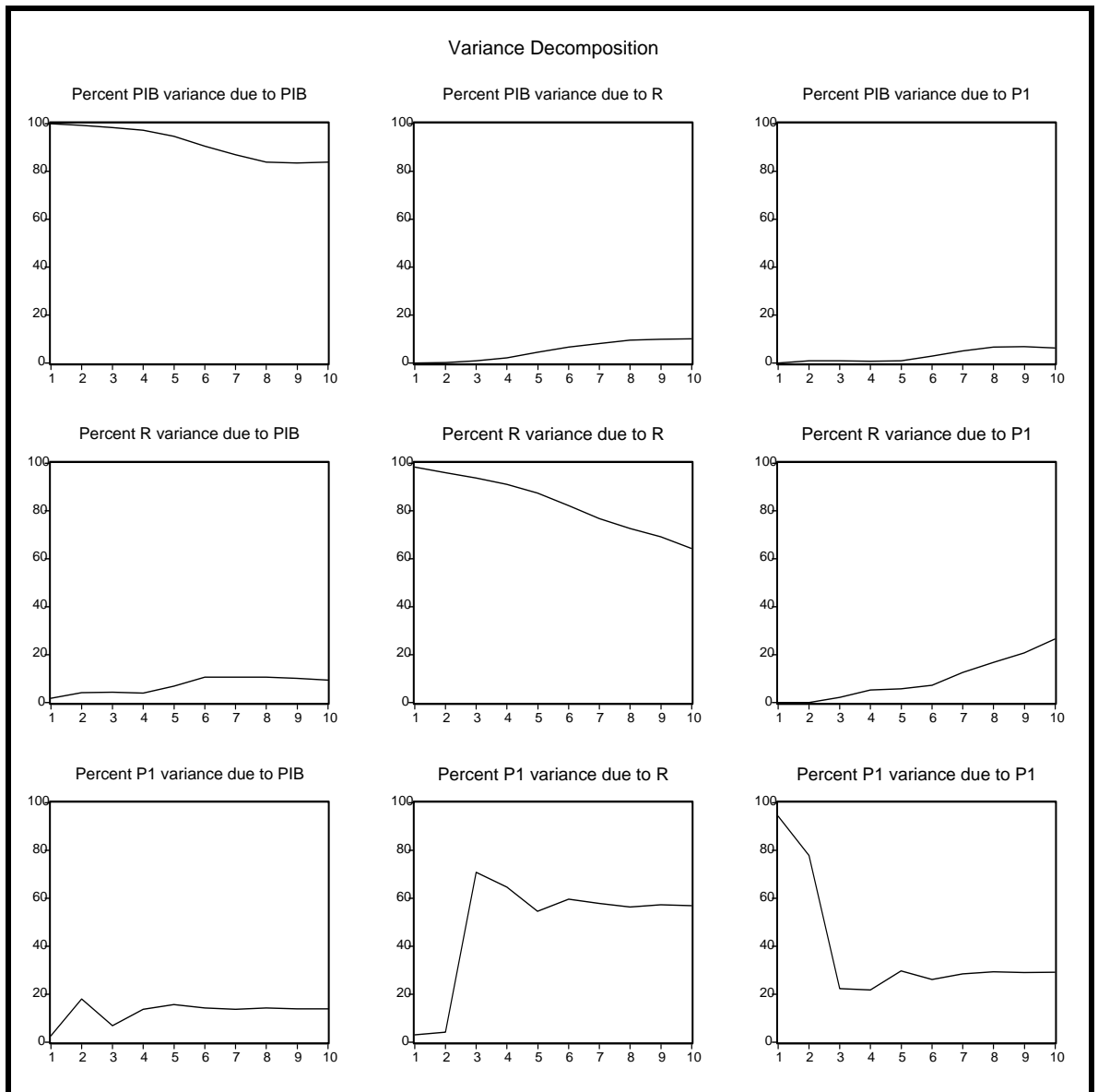
Descomposición de varianza del PIB:				
Periodo	S.E.	PIB	R	P1
1	4181547.	100.0000	0.000000	0.000000
2	6699212.	99.10233	0.108364	0.789305
3	9551215.	98.35654	0.842304	0.801157
4	11175158	97.25768	2.152223	0.590096
5	12108058	94.66395	4.480124	0.855927
6	12785113	90.56565	6.588264	2.846090
7	13419018	86.96715	7.991649	5.041198
8	14469261	83.87753	9.458461	6.664005
9	15965874	83.43459	9.844605	6.720803
10	17992499	83.78464	10.01444	6.200923

Descomposición de varianza de R:				
Periodo	S.E.	PIB	R	P1
1	5.219154	1.801261	98.19874	0.000000
2	5.560626	3.995810	96.00408	0.000106
3	5.748078	4.224421	93.76091	2.014669
4	6.286386	3.875402	90.99268	5.131918
5	6.441336	6.725924	87.53264	5.741439
6	6.671666	10.9010	82.22720	7.182706
7	6.919734	10.1997	76.75326	12.62677
8	7.172493	10.6976	72.74331	16.78693
9	7.354719	10.0606	69.29864	20.69530
10	7.640236	9.278015	64.32799	26.39399

Descomposición de varianza de P1:				
Periodo	S.E.	PIB	R	P1
1	1.958358	2.693434	2.959436	94.34713
2	2.516801	18.02869	4.148987	77.82232
3	5.391504	6.839347	70.87503	22.28563
4	5.955134	13.54316	64.72672	21.73013
5	6.628377	15.56747	54.65998	29.77255
6	7.088859	14.10301	59.72607	26.17092
7	7.201024	13.67335	57.91070	28.41594
8	7.298668	14.16503	56.43446	29.40051
9	7.398914	13.86707	57.22797	28.90495
10	7.419273	13.87019	57.03227	29.09754

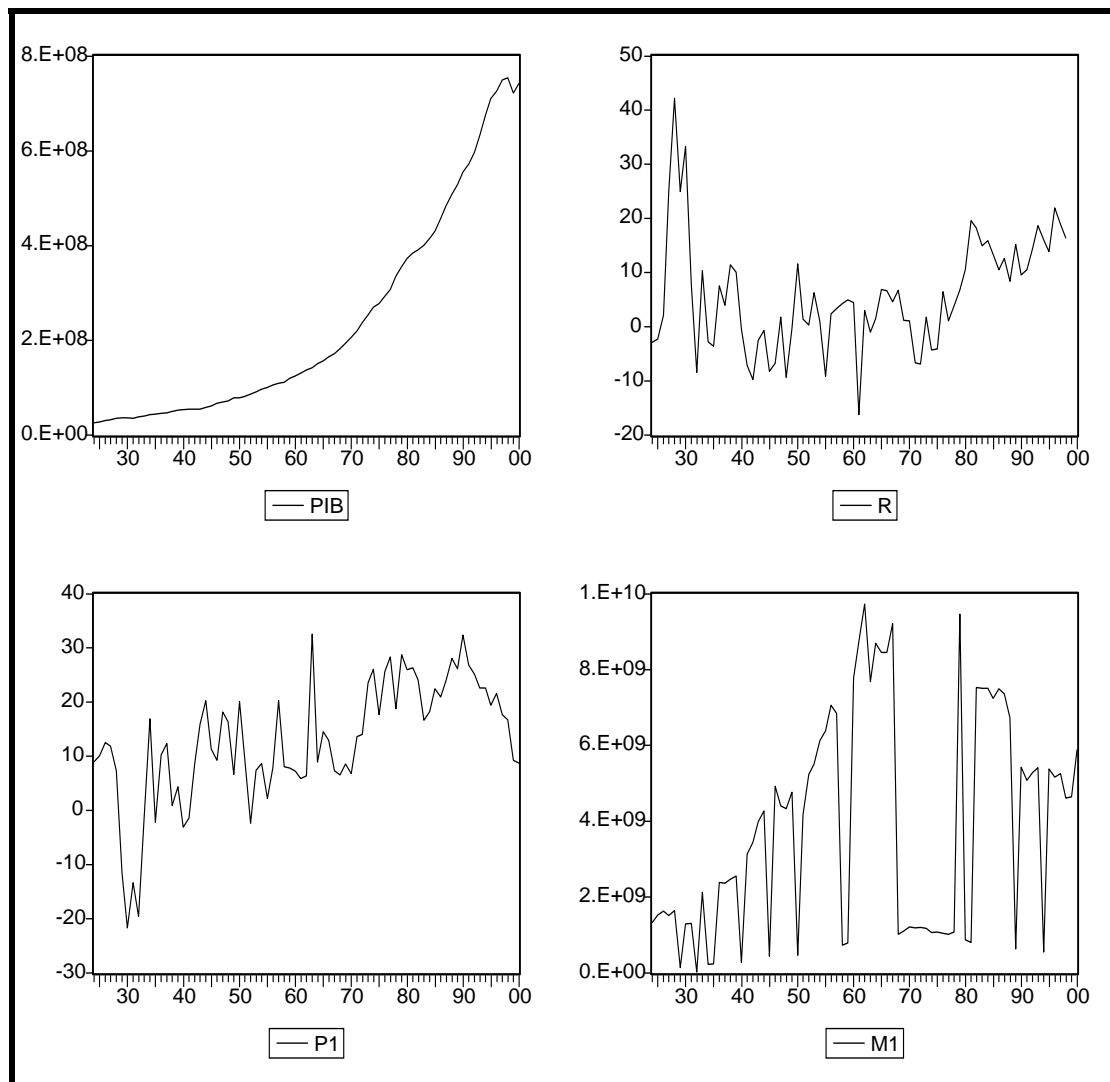
Anexo 9

Gráficos descomposición de varianza VEC



Anexo 10

Gráficos de las series analizadas en niveles



Anexo 12

Series de tiempo utilizadas

Año	PIB Real (Año base 1994)	Inflación del Índice de Precios	Tasa de Interés Real Activa	Medios de Pago M1 (Millones de Pesos) Banco de la Republica
1924	2590156.2	9.00	1.22	58
1925	2729863.8	10.09	-0.75	73
1926	2990504.1	12.50	-2.87	90
1927	3259873.9	11.85	-2.31	95
1928	3499313.8	7.28	2.05	111
1929	3625269.1	-11.73	24.99	81
1930	3594092.1	-21.68	42.24	64
1931	3536726.3	-13.39	24.95	57
1932	3771177.8	-19.59	33.27	63
1933	3983181.9	-1.28	7.82	76
1934	4233845.5	16.88	-8.47	98
1935	4337353.3	-2.22	10.34	100
1936	4566816.5	10.23	-2.78	113
1937	4637900.2	12.37	-3.67	128
1938	4939694.2	0.92	7.54	134
1939	5242735.3	4.41	3.94	146
1940	5356219.8	-3.13	11.46	151
1941	5446009.8	-1.40	10.06	171
1942	5457233.5	8.67	-0.47	206
1943	5479681.0	15.88	-7.13	283
1944	5850064.5	20.31	-9.80	381
1945	6124422.7	11.33	-2.52	444
1946	6713045.7	9.29	-0.70	545
1947	6973686.0	18.19	-8.26	597
1948	7171972.1	16.41	-6.77	702
1949	7798007.6	6.66	1.74	827
1950	7884056.3	20.12	-9.35	998
1951	8104720.3	9.34	-0.24	1000
1952	8619309.8	-2.37	11.62	1224
1953	9058660.5	7.37	1.41	1392
1954	9707901.9	8.67	0.29	1693
1955	10092983.3	2.21	6.31	1807
1956	10572559.4	7.82	1.02	2168
1957	10929406.2	20.23	-9.20	2632
1958	11137011.7	8.10	2.36	3057
1959	11935149.2	7.86	3.36	3571
1960	12413442.6	7.22	4.24	3811
1961	13051167.7	5.90	4.91	4550
1962	13734532.1	6.41	4.41	5410

1963	14175235.9	32.56	-16.22	6335
1964	15030175.1	8.92	2.99	7868
1965	15633714.3	14.55	-1.04	8960
1966	16503577.1	12.98	1.51	10296
1967	17115707.6	7.30	6.89	12095
1968	18185919.5	6.55	6.66	14338
1969	19338689.8	8.60	4.64	16860
1970	20640504.1	6.78	6.69	19982
1971	21929433.4	13.62	1.16	22519
1972	23673533.2	14.01	1.09	26660
1973	25319739.9	23.53	-6.69	33883
1974	26947693.3	26.04	-6.92	41573
1975	27773600.3	17.70	1.71	51468
1976	29272796.4	25.68	-4.35	67007
1977	30701217.3	28.37	-4.17	91402
1978	33497934.8	18.77	6.48	118200
1979	35512375.0	28.80	1.06	146657
1980	37234398.2	25.96	3.83	183398
1981	38422747.5	26.35	6.79	226695
1982	39046379.1	24.03	10.54	281543
1983	40002627.7	16.64	19.60	336561
1984	41485471.2	18.28	18.20	412316
1985	43003168.5	22.45	14.93	512290
1986	45701670.8	20.95	15.88	670550
1987	48442599.0	24.02	13.36	868342
1988	50839266.6	28.12	10.53	1101806
1989	52841623.1	26.12	12.61	1400641
1990	55506536.5	32.37	8.42	1779229
1991	57154902.1	26.82	15.19	2278882
1992	59689627.3	25.14	9.61	3163840
1993	63203248.5	22.61	10.47	4192158
1994	67532862.0	22.60	14.37	5458759
1995	71046217.0	19.47	18.69	6427561
1996	72506824.0	21.64	16.02	7495872
1997	74994021.0	17.68	13.90	8999168
1998	75412448.0	16.70	21.90	9200450
1999	72208685.0	9.23	18.90	10126575
2000	74230240.0	8.75	16.36	13946150